



HORTENSE MARIA
CARVALHO DOS
SANTOS

**A PERSISTÊNCIA E A
TRANSMISSÃO DE RISCO NOS
MERCADOS FINANCEIROS DA
REGIÃO LAC**

Relatório de Dissertação de investigação do
Mestrado em Contabilidade e Finanças

ORIENTADOR

Professora Doutora Paula Alexandra Godinho
Pires Heliodoro

Março, 2021

HORTENSE MARIA
CARVALHO DOS
SANTOS

**A PERSISTÊNCIA E A
TRANSMISSÃO DE RISCO NOS
MERCADOS FINANCEIROS DA
REGIÃO LAC**

JÚRI

Presidente: Professor Adjunto Francisco Leote,
Instituto Politécnico de Setúbal, Escola Superior de
Ciências Empresariais

Orientador: Professora Adjunta Paula Heliodoro,
Instituto Politécnico de Setúbal, Escola Superior de
Ciências Empresariais

Arguente: Professor Adjunto Convidado Rui Dias,
Instituto Politécnico de Setúbal, Escola Superior de
Ciências Empresariais

Março, 2021

Agradecimentos

A entrega da dissertação de mestrado é o culminar de um processo de aprendizagem contínuo, muito motivador, mas também muito exigente, devo muito, a muitas pessoas, que em algum momento ou de alguma forma me fizeram continuar o desafio a que me propus, um desafio, para mim, ambicioso, a todos vós muito obrigada.

Contudo é da mais elementar justiça destacar quem me apoiou incondicionalmente e esteve sempre presente, fazendo com que eu pudesse hoje estar a entregar este trabalho de investigação, obrigada:

À professora e minha orientadora Doutora Paula Heliodoro pelos ensinamentos e apoio que me proporcionou.

À minha colega de desafio Ana Rita Farinha, o meu pilar de apoio neste mestrado, que me fez não desistir, ultrapassar as dificuldades e acreditar em mim, sempre a meu lado, disponível para me ajudar em tudo.

Obrigada a Teresa Colaço e Vítor Rodrigues por me fazerem acreditar nas minhas capacidades.

Obrigada aos meus pais, Aldina Santos e Luís Santos por me demonstrarem que vale a pena investir em nós e que o empenho, o esforço e a dedicação que empregamos em cada coisa que fazemos é o que nos torna diferentes e nos faz alcançar os nossos objetivos.

Ao meu marido, Nuno Rodrigues, por me ter motivado a inscrever, por não me ter deixado desistir quando o quis fazer, por me ter apoiado em todas as fases, colocando-se em segundo plano. Obrigada por, nas minhas ausências, teres cuidado das nossas filhas da forma maravilhosa que cuidaste e por sempre lhes explicares que a mãe se estava a esforçar, também, por elas.

Às minhas filhas, Maria e Carolina, que sempre apoiaram a mãe na “escola dos crescidos” e pelo entendimento das minhas ausências.

Dedico esta dissertação de mestrado às minhas filhas e ao meu marido.

A Persistência e a Transmissão de Risco nos Mercados Financeiros da Região LAC

Resumo

Os mercados financeiros internacionais assistiram a uma sucessão de grandes contrariedades nos últimos meses, desencadeados pela Covid-19, seguidos por uma série de colapsos, a guerra do petróleo, e as flutuações cambiais. Face a estes acontecimentos esta investigação pretende testar a persistência e contágio financeiro nos mercados de ações da Região LAC, nomeadamente os índices bolsistas da Argentina, Brasil, Colômbia, Chile, México, Peru, e os EUA, no período de 1 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020. Para dar robustez à investigação a amostra foi particionada em dois subperíodos pré e durante Covid-19, o período pré-covid compreende o lapso temporal de 1 de janeiro de 2018 e 28 de junho de 2019, enquanto o período covid está compreendido entre 1 de julho de 2019 e 20 de outubro de 2020. De forma a responder às questões de investigação, utilizamos diferentes modelos para validar resultados e dar robustez às nossas evidencias. Para dar resposta à primeira questão de investigação se as rendibilidades apresentam persistência, no período amostral completo, utilizamos os modelos Ljung-Box, ARCH-LM e BDS e os resultados mostram que as rendibilidades são previsíveis, ou seja, não são independentes e identicamente distribuídas (i.i.d), com exceção feita ao mercado de ações da Argentina, o que valida em parte a primeira questão de investigação. Para dar resposta à segunda questão de investigação utilizamos a metodologia *Detrended Fluctuation Analysis (DFA)*, no qual pretendíamos saber se a persistência era mais acentuada no período pré-Covid ou no período durante a pandemia global. Os resultados indiciam que os mercados de ações da Argentina e do Brasil mantêm a persistência nos dois subperíodos (0.60, 0.63). Os índices bolsistas do Chile, Colômbia, Peru e os EUA acentuaram a persistência entre subperíodos (0.57 para 0.66), (0.63 para 0.74), (0.57 para 0.76), (0.49 para 0.59), respetivamente. Enquanto o mercado de ações do México diminuiu a persistência entre os subperíodos pré e Covid (0.60 para 0.58). Estes resultados evidenciam que os mercados de ações da América Latina e dos EUA mostram previsibilidades, o que sugere que os preços não refletem totalmente a informação disponível e que as alterações nos preços não são i.i.d., ou seja, os investidores ajustando as suas estratégias de negociação com os desfasamentos necessários poderão ter alguma rendibilidade acima da média, o que valida, em parte, a segunda questão de investigação. Para responder à terceira questão de investigação utilizamos as correlações não condicionais e o teste-t heterocedástico de Forbes e Rigobon para validar se a persistência nas rendibilidades, ocasiona transmissão de risco entre os mercados de ações

em análise. Os resultados mostram 33 pares de mercados a apresentarem contágio, e 9 relações de interdependência, ou seja, estes achados também validam parcialmente a terceira questão de investigação. Em jeito de conclusão consideramos que os investidores internacionais deverão ter algumas cautelas em colocar ativos destes mercados numa única carteira, pois face aos achados verificamos que a hipótese de implementação de carteiras nestes mercados regionais poderá ser colocada em causa.

Palavras-chave: Região LAC, pandemia de 2020, persistência, transmissão de risco, diversificação de carteiras

JEL: C40, C58, G10, G11, G14, G15, F3

Persistence and Risk Transmission in the LAC Region Stock Markets

Abstract

International financial markets have seen a succession of major setbacks in recent months triggered by Covid-19, followed by a series of collapses, the oil war, and currency fluctuations. In view of these events, this research aims to test the persistence and financial contagion in the stock markets of the LAC Region, namely the stock indexes of Argentina, Brazil, Colombia, Chile, México, Peru, and the USA, in the period from January 1, 2018 to October 20, 2020. To give robustness to the investigation the sample was partitioned into two subperiods before and during Covid-19, the pre-covid period comprises the time lapse between January 1, 2018 and June 28, 2019, while the covid period is between July 1, 2019 and October 20, 2020. In order to answer the research questions, we use different models to validate results and give robustness to our evidence. To answer the first question of investigation whether the yields present persistence, in the complete sampling period, we used the Ljung-Box, ARCH-LM and BDS models and the results show that the yields are predictable, that is, they are not independently distributed, except for the Argentine stock market, which validates in part the first research question. To answer the second research question, we used the *Detrended Fluctuation Analysis (DFA)* methodology, in which we wanted to know whether persistence was more pronounced in the pre-Covid period or in the period during the global pandemic. The results indicate that the stock markets of Argentina and Brazil maintain persistence in both subperiods (0.60, 0.63). The stock indexes of Chile, Colombia, Peru and the U.S. increased persistence between subperiods (0.57 to 0.66), (0.63 to 0.74), (0.57 to 0.76), (0.49 to 0.59), respectively. While Mexico's stock market decreased persistence between the pre-period and Covid (0.60 to 0.58). These results show that Latin American and U.S. stock markets show predictability, which suggests that prices do not fully reflect the information available and that price changes are not i.i.d., i.e., investors adjusting their trading strategies to the necessary lags may have some above-average profitability, which validates, in part, the second research issue. To answer the third question of investigation, we used the non-conditional correlations and the heteroscedastic t-test of Forbes and Rigobon to validate whether the persistence in profitability causes risk transmission between the stock markets under analysis. The results show 33 pairs of markets presenting contagion, and 9 interdependence relationships, that is, these findings also partially validate the third research question. In conclusion, we consider that international investors should be careful to place assets of these markets in a single portfolio, because in view of the findings we consider that the possibility of implementing portfolios in these regional markets may be called into question.

Keywords: LAC Region, 2020 pandemic, persistence, risk transmission, portfolio diversification

JEL: C40, C58, G10, G11, G14, G15, F3

Índice

1. Introdução.....	1
Justificação do tema	2
Justificação dos mercados.....	2
Objetivo da investigação	3
Contribuições para a literatura.....	3
Estrutura do trabalho de investigação.....	4
2. Estado da Arte.....	4
2.1 A persistência e a autocorrelação nos mercados de ações internacionais	4
2.1.1 Introdução.....	4
2.1.2 Estudos empíricos	5
2.2 O contágio financeiro nos mercados de ações internacionais	9
2.2.1 Introdução.....	9
2.2.2 Estudos empíricos	11
3. Dados e Metodologia	14
3.1 Dados	14
3.2 Metodologia	15
3.2.1 Estatística Descritiva	16
3.2.2 Estacionariedade.....	17
3.2.3 Persistência	18
3.2.4 Contágio.....	22
4. Resultados.....	23
4.1 Estatísticas Descritivas.....	23
4.2 Estacionariedade.....	28
4.3. Persistência	33
4.4 Contágio.....	36
5. Conclusão.....	39
Bibliografia	41

Índice de Figuras

Figura 1 - Evolução, em níveis, dos 7 mercados financeiros, no período de 02 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020.....	24
Figura 2 - Evolução temporal, em rendibilidades, dos 7 mercados financeiros em análise, no período de 01 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020	25
Figura 3 - Evolução das médias dos 7 mercados de ações, no período de 02 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020.....	26
Figura 4 - Evolução dos desvios padrões dos 7 mercados de ações, no período de 02 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020.	27
Figura 5 - Evolução das Skewness dos 7 mercados de ações, no período de 02 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020.....	27
Figura 6 - Evolução das Kurtoses dos 7 mercados de ações, no período de 02 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020.....	28
Figura 7 - Testes de raízes unitárias com quebras de estrutura de Clemente et al. (1998), em rendibilidades, aplicado aos 7 mercados de ações, no período de 1 de janeiro de 2018 a 28 de junho de 2019, com indicação da break date mais significativa.....	30
Figura 8 - Testes de estacionariedade com quebras de estrutura de Clemente et al. (1998), em rendibilidades, aplicado aos 7 mercados de ações, no período de 1 de julho de 2019 a 20 de outubro de 2020, com indicação da break date mais significativa.....	32

Índice de Tabelas

Tabela 1 - Mercados de ações a utilizar na investigação e respetivos países associados...	15
Tabela 2 - Estatísticas descritivas, em rendibilidades, dos 7 mercados financeiros, no período de 02 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020.	26
Tabela 3 - Testes de raízes unitárias, em preços, referentes aos 7 mercados de ações, no período de 01 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020.	29
Tabela 4 - Testes de raiz unitária de Clemente et al. (1998), com quebras estruturais, referentes aos 7 mercados de ações, no período de 01 de janeiro de 2018 a 28 de junho de 2019.....	30
Tabela 5 - Testes de raiz unitária de Clemente et al. (1998), com quebras estruturais, referentes aos 7 mercados de ações, no período de 01 de julho de 2019 a 20 de outubro de 2020.....	32
Tabela 6 - Resultados dos testes de Ljung-Box aplicados aos resíduos das séries temporais, referentes aos mercados da América Latina e EUA, de 01 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020	34

Tabela 7 - Teste ARCH-LM aos resíduos aplicados aos resíduos das séries temporais, referentes aos mercados da América Latina, de 01 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020.....	34
Tabela 8 - Teste BDS aplicados aos resíduos das séries temporais, referentes aos mercados de ações da América Latina e dos EUA, no período de 01 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020.....	35
Tabela 9 - Expoente DFA, em rendibilidades, onde $H_0: \alpha = 0.5$ e $H_1: \alpha \neq 0.5$	36
Tabela 10 - Coeficientes de correlação não condicional, respeitantes aos 7 mercados de ações, no período Pré-Covid 19, 01 de janeiro de 2018 a 28 de junho de 2019.....	37
Tabela 11 - Coeficientes de correlação não condicional, respeitantes aos 7 mercados de ações, no período Covid-19, 01 de julho de 2019 a 20 de outubro de 2020	37
Tabela 12 - Tabela de Contágio respeitante aos 7 mercados de ações, entre os subperíodos Pré-Covid / Covid.	38

Lista de abreviaturas:

ADF – Augmented Dick Fuller

ARCH - Autoregressive Conditional Heteroscedastic

BDS – Broeck, Dechert, Le Baron e Scheinkman

BRIC's – Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul

DCCA – Detrend Cross Correlation Analysis

DFA – Detrend Flutuation Analysis

EUA – Estados Unidos da América

HME – Hipótese de Mercado Eficiente

i.i.d. – Independente e Identicamente Distribuído

KPSS – Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin

LAC – *Latino American Countries*

LAN – *Latino American South*

LAS – *Latino American North*

Lags – Desfasamentos

LM – Multiplicador de Lagrange

LSE – Bolsa de Valores de Londres

ML - Multifractal

PP – Phillips - Perron

US – Estados Unidos da América

1. Introdução

A hipótese de eficiência de mercado é um conceito muito relevante para os investidores internacionais que pretendem ter as suas carteiras diversificadas, com o propósito de mitigar o risco inerente dos mercados financeiros globais. Com a economia global cada vez mais integrada, os investidores internacionais têm procurado diversificar as suas carteiras em mercados mais exóticos de diferentes formas, com o objetivo que as sincronizações dos seus ativos sejam baixas. Testar as sincronizações entre mercados e deduzir a existência de hipóteses das carteiras quando os mercados não são integrados, poderá dar origem a evidências distorcidas. Temos assistido a uma forte correlação entre as séries de dados passados e futuros, o que torna possível ao investidor ter uma rentabilidade anómala quando seleciona uma estratégia de negociação adequada. A possibilidade de os investidores conseguirem prever as mudanças de preços futuros poderá ocasionar desequilíbrios nos mercados financeiros dificultando a implementação de estratégias de diversificação de carteiras eficientes (Dias, da Silva, e Dionísio, 2019; Dias, Heliodoro, e Alexandre, 2020b, 2020a; Dias, Heliodoro, Teixeira, e Godinho, 2020; Dias, Pardal, Teixeira, e Machová, 2020; Pardal, P., Dias, R., Šuleř, P., Teixeira, N., e Krulický, 2020; Dias, Heliodoro, Alexandre, Santos, e Farinha, 2021).

Nos últimos meses, a economia mundial tem sido significativamente afetada pela pandemia de COVID-19. No contexto do equilíbrio entre a gestão da crise sanitária e a mitigação dos seus efeitos económicos, que tem justificado um vasto conjunto de medidas, observou-se uma forte queda da atividade económica, sem paralelo histórico nas últimas décadas. As características desta crise fazem com que produza efeitos de forma transversal aos vários setores económicos, embora com alguns deles a serem mais afetados. Do lado da oferta, o canal de transmissão mais direto está associado à impossibilidade de certas atividades de produção serem desenvolvidas, no quadro das restrições sanitárias impostas. A pandemia de Covid-19 e as medidas adotadas para a combater, provocaram, quer o encerramento (ainda que temporário) de unidades de negócio consideradas não essenciais, quer a restrição da mobilidade dos cidadãos, resultando numa queda acentuada da atividade económica, com repercussões significativas a nível global, dado o nível de integração económica existente e a relevância das cadeias de produção globais, as quais são caracterizadas por uma gestão integrada, mas uma configuração dos diversos estágios de produção geograficamente dispersos por vários países ou regiões. Este modo de produção está particularmente exposto a choques de âmbito global atendendo a que, dada a forte interdependência económica, a restrição da produção num determinado país não só afeta a sua atividade económica, como desencadeia disrupções nas economias de países cujas

empresas pertencem à mesma cadeia de produção. Este efeito surge claramente potenciado nesta pandemia por abranger as principais economias mundiais (Banco de Portugal, 2020).

Justificação do tema

Os mercados financeiros internacionais assistiram a uma sucessão de grandes contrariedades nos últimos meses, desencadeados pela Covid-19, seguidos por uma série de colapsos, a guerra do petróleo, e as flutuações cambiais. A turbulência económica associada à pandemia de coronavírus em 2019-2020 tem repercussões graves nos mercados financeiros, nomeadamente nos mercados de ações, títulos e mercadorias (incluindo petróleo bruto e ouro). Os principais eventos foram uma guerra de preços do petróleo entre a Rússia e a Arábia Saudita, depois de não ter sido alcançado um acordo da OPEP, o que levou ao colapso dos preços do petróleo, e a uma queda significativa nos mercados de ações em março de 2020 (G.Sudha e V.Sornaganesh, 2020).

Segundo os autores Şenol e Zeren (2020) o novo coronavírus (Covid-19), colocou em risco a saúde humana, aumentando a perceção de risco nos mercados financeiros. O impacto da pandemia de 2020 causou grandes quedas nas bolsas de valores num curto espaço de tempo, as empresas perderam valor, os preços das ações caíram. Face a estes acontecimentos torna-se importante analisar a eficiência, a transmissão de risco, e testar a previsibilidade dos índices bolsistas da Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Peru, México, e os EUA que representam o *benchmark* em contexto da pandemia global de 2020, de forma a explicar se estes mercados regionais serão um porto seguro para a implementação de estratégias de diversificação de carteiras eficiente.

Justificação dos mercados

A preferência por estes mercados financeiros da América Latina explica-se por possuírem economias instáveis, em rápido desenvolvimento, estando, portanto, ligadas por uma herança cultural e por algumas condições económicas similares. Adicionalmente, após a recente crise financeira de 2008 nos mercados emergentes internacionais e, em particular os da América Latina, estes mercados tornaram-se um importante destino de investimento. Neste contexto e tendo presente os grandes influxos de capital é de grande importância compreender as interdependências e as ligações entre estes mercados financeiros regionais, para perceber se estes mercados apresentam equilíbrio como também se não existe transmissão de risco (contágio) entre os diferentes mercados da América Latina, com o propósito de aferir se os investidores individuais e institucionais podem incluir estes índices bolsistas na diversificação internacional das suas carteiras.

Objetivo da investigação

Esta investigação irá testar a persistência e o risco nos mercados de ações da Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Peru e México, no período de janeiro de 2018 a julho de 2020, para o efeito particionamos a amostra em dois subperíodos: pré-Covid, e Covid. O período pré-covid compreende o lapso temporal de 1 de janeiro de 2018 e 28 de junho de 2019, enquanto o período covid está compreendido entre 1 de julho de 2019 e 20 de outubro de 2020. De forma a responder às questões de investigação, utilizamos diferentes modelos para validar resultados e dar robustez às nossas evidências. Os resultados sugerem que as rendibilidades não seguem a hipótese i.i.d., a partir da dimensão 2, reforçando a ideia de que as rendibilidades dos índices bolsistas têm uma natureza não linear ou têm uma significativa componente não linear, ou seja, existe persistência nas rendibilidades, com exceção feita ao mercado da Argentina. De forma a validar a persistência nos mercados de ações analisados os expoentes *Detrended Fluctuation Analysis (DFA)*, indiciam a presença de memórias longas acentuadas, nomeadamente nos mercados de ações da Colômbia (0.72), Chile (0.66), Brasil (0.58) e Peru (0.57). O mercado da Argentina não rejeita a hipótese *random walk*, enquanto o mercado mexicano sugere anti persistência (0.41). Esta situação acarreta implicações para os investidores, uma vez que algumas rendibilidades podem ser expectáveis, criando oportunidades de arbitragem e de proveitos anormais. Os resultados do teste-t de heterocedasticidade de duas amostras sugerem a existência de transmissão de risco acentuado, designadamente nos mercados de ações do Brasil (6), Chile (6), Colômbia (6), México (6), EUA (6), que contagiam todos os seus pares, porém os mercados do Peru (2) e da Argentina (1) evidenciam transmissão de risco em menor dimensão. De uma forma global estes resultados evidenciam que a implementação de estratégias de diversificação de carteiras por parte dos investidores internacionais poderá ser colocada em causa nestes mercados regionais.

Contribuições para a literatura

Esta investigação apresenta duas contribuições para a literatura existente. A primeira contribuição relaciona-se com o estudo da eficiência, na sua forma fraca, e de transmissão de risco nos mercados da América Latina, em contexto da pandemia global (Covid-19). Tanto quanto sabemos existem estudos que analisaram o impacto da pandemia global nos mercados financeiros (Ali, Alam, e Rizvi, 2020; Corbet, Larkin, e Lucey, 2020; He, Liu, Wang, e Yu, 2020; Sansa, 2020), porém as questões de investigação, a amostra e a metodologia foi essencialmente distinta da seguida neste estudo. O segundo contributo está relacionado pela preferência por estes mercados emergentes regionais, após a crise financeira de 2008 estes mercados regionais tornaram-se um importante destino de investimento. Neste contexto e

tendo presente os grandes influxos de capital é de grande importância compreender a persistência das rendibilidades e a transmissão de risco entre os mercados latino-americanos, a fim de proporcionar aos investidores internacionais conhecimento, para que os mesmos consigam implementar estratégias de diversificação eficientes.

Estrutura do trabalho de investigação

O presente trabalho de investigação está organizado em 5 capítulos, incluindo a atual introdução. No segundo capítulo é feita uma revisão da literatura no que concerne a estudos empíricos sobre a persistência e a autocorrelação nos mercados financeiros, assim como, estudos que analisaram a transmissão de risco em períodos de volatilidade extrema. No terceiro são apresentados os dados da amostra, assim como a metodologia desenvolvida na investigação. No quarto capítulo será realizada a análise e discussão dos resultados. Por fim, são apresentadas, no capítulo cinco, as conclusões gerais e sugestões para futuros trabalhos de investigação.

2. Estado da Arte

2.1 A persistência e a autocorrelação nos mercados de ações internacionais

2.1.1 Introdução

A importância de estudar o nível de autocorrelação em investigações vocacionadas para o contágio deve-se à existência de *clusters* de volatilidade, este fenómeno tem sido defendido por diversos autores, entre os quais, Brock e De Lima (1996), Schwert (1997), Ramlall (2010), Chong (2011) e Angabini e Wasiuzzaman (2011), entre outros, que identificaram a existência de *clusters* de volatilidade nos mercados de ações. Este facto está relacionado com as diferentes medidas de volatilidade que apresentam autocorrelação, fazendo com que eventos de volatilidade alta (baixa) tendam para a clusterização no tempo, ou seja, a autocorrelação e a persistência nas séries de preços dos mercados de ações coloca em causa a eficiência de mercado, na sua forma fraca, o que poderá criar níveis acentuados de arbitragem colocando em causa a implementação de estratégias de diversificação de carteiras eficiente.

A primeira noção de eficiência de mercado foi apresentada por Gibson (1889), o autor considerava que os preço das ações, quando disponíveis no mercado, refletiam a melhor informação sobre o preço das mesmas. Mais tarde o matemático francês Bachelier (1900), constatou que os comportamentos dos preços dos ativos flutuam aleatoriamente, isto é, são independentes das flutuações anteriores, formulando assim a hipótese de *random walk*. O

trabalho de Bachelier (1900), foi uma contribuição para a que viria a ser uma das mais famosas teorias em finanças, a hipótese de eficiência de mercado.

O mercado eficiente para Fama (1965a) é constituído por um grupo de agentes racionais que compete pela previsão do comportamento dos preços dos ativos. Assumindo que toda a informação relevante já se encontra disponível para todos os participantes do mercado, qualquer nova informação seria rapidamente refletida no preço das ações impedindo assim que os agentes conseguissem prever o comportamento de preços e assim obter rendibilidades anómalas sem incorrer em risco adicional. Sucintamente, um mercado eficiente é aquele em que os seus preços refletem na íntegra, toda a informação disponível (Fama, 1970).

A condição de mercado eficiente resulta da observação das seguintes premissas:

- 1) Nenhum investidor individual tem condições para influenciar sozinho o preço dos ativos negociados no mercado;
- 2) Todos os participantes podem dispor de todas as informações que possam afetar o valor dos ativos negociados, ou seja, nenhum operador tem acesso a informação privilegiada (*insider information*);
- 3) Todos os participantes no mercado têm conhecimentos suficientes para interpretar a informação disponível e reagir racionalmente a essa informação;
- 4) Os participantes no mercado são detentores de expectativas homogêneas relativamente a cenários futuros.

2.1.2 Estudos empíricos

Diferentes trabalhos têm abordado a persistência nas rendibilidades, verificando se as mesmas são previsíveis, inspirados nos trabalhos seminais de Poterba e Summers (1988), e Fama e French (1988), que documentaram reversão à média nos mercados bolsistas, em horizontes temporais superiores a um ano. A Hipótese de Eficiência de Mercado é um conceito importante para os investidores que desejam manter carteiras diversificadas internacionalmente. Com o aumento do movimento de investimentos através das fronteiras internacionais devido à integração das economias mundiais, o entendimento da eficiência dos mercados emergentes também está a ganhar maior importância (Gupta e Basu, 2011).

Magnson e Wydick (2002), Smith, Jefferis, e Ryoo (2002), Simons e Laryea (2006), analisaram a eficiência de mercado, na sua forma fraca nos mercados africanos. Magnson e Wydick (2002) analisaram os oito maiores mercados de ações africanos para testar se esses mercados atendem ao critério de eficiência do mercado, na sua forma fraca. Os resultados são comparados com testes semelhantes em mercados de ações emergentes no Sudeste

Asiático e na América Latina, ou seja, as séries de preços apresentam autocorrelação e persistência nas suas rendibilidades o que faz que estes mercados apresentem alguma previsibilidade. Smith, Jefferis, e Ryoo (2002) testaram a previsibilidade das rendibilidades nos mercados de ações da África do Sul, cinco mercados de médio porte (Egito, Quênia, Marrocos, Nigéria e Zimbábue) e dois pequenos novos mercados (Botswana e Maurícia) utilizando o teste de razão de variância múltipla. Os autores evidenciam que os mercados de ações analisados mostram sinais de (in) eficiência devido à autocorrelação das rendibilidades, porém para o índice de ações da África do Sul tal evidência não se concretiza, ou seja, as séries de preços são independentes e os investidores terão dificuldades em obter rendibilidades anômalas sem incorrer em risco adicional. Simons e Laryea (2006) examinaram quatro mercados de ações africanos do Gana, Maurício, Egito e África do Sul. Os autores demonstram e tendo por base os resultados dos testes paramétricos e não paramétricos que o mercado de ações da África do Sul é eficiente, na sua forma fraca, enquanto os mercados de ações do Gana, Maurício e Egito apresentam autocorrelação nas suas séries de preços, ou seja, mostram sinais de (in) eficiência.

Hoque, Kim, e Pyun (2007), (Borges, 2011) testaram a previsibilidade dos mercados de ações com o propósito de aferir se os mercados apresentam propriedades de *random walk*. Hoque, Kim, e Pyun (2007) examinaram a hipótese *random walk* em oito mercados de ações emergentes na Ásia: Hong Kong, Indonésia, Coreia, Malásia, Filipinas, Singapura, Taiwan e Tailândia. A hipótese é testada com dois novos testes de rácio de variância, de Ranking e Sinais de Wright, bem como os testes Lo-MacKinlay. Os autores sugerem que os preços das ações dos oito países asiáticos não seguem a hipótese *random walk*, ou seja, as rendibilidades estão autocorrelacionadas, com exceção feita aos mercados de ações de Taiwan e Coreia. (Borges, 2011) examinou a previsibilidade das séries de preços do índice PSI-20, no período de janeiro de 1993 a dezembro de 2006. Como um mercado de ações emergente, é improvável que seja totalmente eficiente em termos de informação, mas mostramos que o nível de eficiência, na sua forma fraca aumentou nos últimos anos. O autor evidencia resultados mistos, mas, de um modo geral, os resultados mostram que o índice bolsista português tem se aproximado de um comportamento de *random walk* desde 2000, ou seja, a autocorrelação nas séries de preços tem vindo a diminuir.

Sierra Suárez, Duarte Duarte e Mascareñas Pérez-Iñigo (2013), Worthington e Higgs (2013), Duarte e Mascareñas Pérez-Iñigo (2014), Ruiz-Porras e Ruiz-Robles (2015) testaram a autocorrelação das series de preços nos mercados de ações da América Latina, com propósito de verificar se estes mercados evidenciam níveis acentuados de previsibilidade. Sierra Suárez, Duarte Duarte, e Mascareñas Pérez-Iñigo (2013) evidenciam que o mercado colombiano mostra sinais de ineficiência, na sua forma fraca, mostrando alguma

previsibilidade nas rendibilidades com base nos preços históricos. Worthington e Higgs (2013) analisaram os mercados financeiros da Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru e, Venezuela, evidenciando que a hipótese de mercado eficiente, na sua forma fraca é rejeitada. Duarte e Mascareñas Pérez-Iñigo (2014) analisaram os 5 principais mercados financeiros da América Latina, no período de janeiro de 2002 a agosto de 2012. Os autores demonstram que as cinco principais economias latino-americanas sofreram uma mudança de não eficiência para eficiência nos últimos anos, de acordo, com a seguinte ordem cronológica: México (2007), Brasil (2008), Colômbia (2008), Chile (2011) e Peru (2012). Ruiz-Porras e Ruiz-Robles (2015) analisaram as rendibilidades das ações mexicanas, no período de 2000-2012. Os principais resultados sugerem que o mercado de ações mexicano é ineficiente, na sua forma fraca, e essa eficiência diminuiu desde 2007.

Nisar and Hanif (2012), Mehla and Goyal (2013), El Khamlichi, Sarkar, Arouri, and Teulon (2014), Ferreira and Dionísio (2014), analisaram os mercados de ações testando a hipótese de *random walk*, ou seja se estes mercados apresentam alguma previsibilidade. Nisar and Hanif (2012) examinaram as principais bolsas de valores do sul da Ásia, incluindo Índia, Paquistão, Bangladesh e Sri Lanka. Os autores evidenciam que a hipótese de *random walk* é rejeitada existindo autocorrelação nas rendibilidades, ou seja, os investidores poderão obter rendibilidades anômalas com base nos preços históricos. Mehla and Goyal (2013) evidenciam que o mercado de ações da Índia não tem as propriedades de *random walk* sugerindo a existência de alguma previsibilidade nas flutuações dos preços. Ferreira and Dionísio (2014) analisaram os índices de ações de 10 mercados, através da metodologia *DFA*, os autores evidenciam que a séries de rendibilidades têm dependência de longo prazo, ou seja, não são independentes e os preços não são gerados de forma aleatória, sendo mais acentuado nos mercados de Espanha, Grécia e Portugal.

Mishra, Mishra, e Smyth (2015), Sensoy e Tabak (2015), Ferreira e Dionísio (2016), Rounaghi e Nassir Zadeh (2016) examinaram se as séries de preços são independentes e gerados de forma aleatória. Mishra, Mishra, e Smyth (2015) testaram a hipótese de *random walk* no mercado de ações da Índia, os autores estimaram três testes de raiz unitária com duas quebras estruturais demonstrando que os testes não são capazes de rejeitar a raiz unitária nula. De forma complementar os autores constaram que um teste de raiz unitária que leva em conta simultaneamente a heterocedasticidade e quebras estruturais descobre que o mercado de ações apresenta reversão à média. Estes achados mostram que a hipótese *random walk* é rejeitada, ou seja, as séries de preços estão autocorrelacionadas. Sensoy e Tabak (2015) evidenciam que a crise financeira global de 2008 acentuou a persistência nas rendibilidades em quase todos os mercados de ações da UE. No entanto, durante a crise da dívida soberana da zona do euro essa dependência de longo prazo verificou-se apenas nos

mercados da França, Espanha e Grécia. Ferreira e Dionísio (2016) testaram a Hipótese de Mercado Eficiente (HME) nos mercados de ações de África, através da metodologia DCCA, os autores mostram que a correlação de longo prazo só termina no 149º desfasamento, que corresponde a cerca de sete meses. Este resultado prejudica o HME? Rounaghi e Nassir Zadeh (2016) investigaram a presença de memória longa nas rendibilidades do S&P 500 e do London Stock Exchange (LSE). Recentemente, a análise multifractal evoluiu como uma maneira importante de explicar a complexidade dos mercados financeiros que dificilmente pode ser descrita por métodos lineares da teoria eficiente do mercado. Uma comparação entre o S&P 500 e a London Stock Exchange mostra que ambos os mercados são eficientes e têm estabilidade financeira durante períodos de alta e baixa volatilidade.

Andrianto e Mirza (2016), Mensi Tiwari, e Yoon (2017), Hamid, Suleman, Ali Shah, and Imdad Akash (2017), Ali, Shahzad, Raza and Al-Yahyaee (2018), Malafeyev, Awasthi, S.Kambekar, e Kupinskaya (2019) testaram se as séries de tempo apresentam autocorrelação significativa ao ponto dos investidores obterem rendibilidades anómalas sem incorrer em risco adicional. Andrianto e Mirza (2016) examinaram o mercado de ações da Indonésia testando se este mercado mostra sinais de eficiência, na sua forma fraca. Os autores evidenciam que o mercado de ações da Indonésia apresenta as características *random walk*, ou seja, o movimento diário dos preços das ações é independente, apresenta aleatoriedade, e não tem correlação entre o dia atual e o dia anterior. Mensi Tiwari, e Yoon (2017) evidenciam uma elevada eficiência no longo prazo, mas moderada no curto prazo, e que esses mercados se tornaram menos eficientes após o início da crise financeira global de 2008, ou seja, os autores evidenciam a presença de memórias longas o que sugere que estes mercados poderão ser previsíveis. Hamid, Suleman, Ali Shah, and Imdad Akash (2017) analisaram os mercados financeiros do Paquistão, Índia, Sri Lanka, China, Coreia, Hong Kong, Indonésia, Malásia, Filipinas, Singapura, Tailândia, Taiwan, Japão e Austrália, evidenciando que estes mercados são previsíveis e que os preços não são i.i.d., ou seja, os níveis de arbitragem são acentuados. Ali, Shahzad, Raza and Al-Yahyaee (2018) demonstram que os mercados desenvolvidos são relativamente mais eficientes, seguidos pelos mercados de ações dos BRIC's. Os autores mostram que quase todos os mercados de ações islâmicos, com exceção da Rússia, Jordânia e Paquistão, são mais eficientes do que os seus pares convencionais. Malafeyev, Awasthi, S.Kambekar, e Kupinskaya (2019) estudaram os mercados de ações da China e da Índia, evidenciando que estes mercados de ações não mostram eficiência de mercado, na sua forma fraca.

Urrutia (2020), (Aslam, Mohti, & Ferreira, 2020), (Aslam, Nogueiro, et al., 2020), Caporale, Gil-Alana e Poza (2020), Milos, Hatiegan, Milos, Barna, e Botoc (2020) analisaram

se os mercados de ações seguem a hipótese *random walk*, ou seja, se as séries de preços atuais são independentes das séries de preços históricas. (Urrutia, 2020) examinou a persistência nas rendibilidades dos mercados de ações da Argentina, Brasil, Chile e México, utilizando duas versões dos testes de rácio de variância. Os resultados mostram que estes mercados seguem a hipótese *random walk*, com exceção feita ao índice bolsista do Chile. Os autores evidenciam a existência de baixas correlações entre os quatro mercados sugerindo que os investimentos nestes mercados podem contribuir para reduzir o risco da carteira. Aslam, Mohti, et al. (2020) examinaram se a pandemia global de 2020 afeta as propriedades multifractais de oito mercados de ações da Europa, no período de 1 de janeiro de 2020 a 23 de março de 2020, com escalas de 5 minutos. Os expoentes de Hurst são calculados através da flutuação multifractal (MF-DFA). Globalmente, os resultados confirmam a existência de multifractalidade nos mercados bolsistas europeus durante o surto de Covid-19. Além disso, com base nas propriedades multifractais, a eficiência varia entre esses mercados. O mercado de ações espanhol é o mais eficiente, enquanto os menos eficientes são os mercados de ações da Áustria, Bélgica, Itália e Alemanha, ou seja, estes mercados apresentam persistência nas rendibilidades e as séries de preços não são independentes apresentam memórias longas. Caporale, Gil-Alana e Poza (2020) analisaram cinco índices bolsistas europeus: DAX30 (Alemanha), FTSE100 (Reino Unido), CAC40 (França), FTSE MIB40 (Itália) e IBEX35 (Espanha), evidenciando a presença de memórias longas, o que poderia colocar em causa a eficiência de mercado, na sua forma fraca. Milos, Hatiegan, Milos, Barna, e Botoc (2020) examinaram sete mercados bolsistas da Europa Central e de Leste. Os autores mostraram que as rendibilidades apresentavam correlações de longo prazo, apoiando a ideia de que os mercados de ações em questão não eram eficientes, como também não tinham atingido a fase madura de desenvolvimento de mercado.

2.2 O contágio financeiro nos mercados de ações internacionais

2.2.1 Introdução

O estudo do contágio financeiro tem chamado a atenção da literatura financeira especializada. Várias razões poderiam justificar a necessidade de identificar a presença de contágio nos mercados. No entendimento do autor existem duas evidências que sobressaem. Em primeiro lugar, as crises financeiras são fenómenos recorrentes que as economias modernas enfrentam e podem ter sérias consequências sobre a economia real, particularmente em termos de perda de crescimento económico e emprego no mercado doméstico, a par disso, a incerteza e o risco que incorrem as instituições que operam a nível global. Portanto, o conhecimento da existência de episódios de contágio é importante para

que as autoridades competentes possam tomar medidas objetivas para mitigar ou prevenir o contágio relacionado com as crises financeiras, incluindo a atenção especial à regulamentação de instituições financeiras que operam internacionalmente. Em segundo, o fenómeno específico de contágio nos mercados de capitais pode ter implicações na gestão de carteiras de ativos financeiros, incluindo as decisões de diversificação internacional de risco. Se a correlação entre as rendibilidades dos ativos financeiros nos mercados internacionais aumenta após um choque negativo em um mercado num determinado país, isso poderá contagiar e diminuir os benefícios da diversificação, num momento em que tais benefícios são mais necessários (Baig e Goldfajn, 1999; Edwards e Susmel, 2000, 2001; Kaminsky e Reinhart, 2001; Longstaff, 2010).

Até aos anos 80 do século passado, as crises ocorridas nos mercados emergentes, nomeadamente nos países da América Latina, com o seu longo historial de pesadas dívidas externas, desvalorizações sucessivas, crises bancárias e recessões económicas profundas, eram atribuídas a políticas internas inconsistentes. As crises financeiras eram consideradas como eventos que ocorriam em mercados individuais, sem carácter sistémico tendo, por isso, merecido pouca atenção a possibilidade de transmissão de choques entre países (Forbes e Rigobon, 2002; Damill, Frenkel, e Rapetti, 2005).

A situação alterou-se ao longo dos anos 90 à medida que se assistiu ao desencadear de uma série de graves crises financeiras: a crise do Mecanismo Europeu de Taxas de Câmbio em 1992, a crise do México em 1994-1995, a crise do sudeste asiático em 1997-1998, a crise da Rússia em 1998, a crise do Brasil em 1999, a crise *Dot-com* de 2000, crise da Argentina em 2001-2002, a crise do *subprime* de 2008, a crise da dívida soberana de 2010, o *crash* bolsista na china em 2015, e a pandemia global de 2020 que causou também a guerra do petróleo em 2020 (Calvo e Reinhart, 1996; Chen, Firth, e Meng Rui, 2002; Lucey e Voronkova, 2008; Dias, da Silva, e Dionísio, 2019; Dias, Heliodoro, e Alexandre, 2020; Dias, Pardal, Teixeira, e Machová, 2020; Dutta, Das, Jana, e Vo, 2020)

A literatura retrata diversas maneiras que explicam a forma como as crises financeiras se propagam entre países. Um dos principais tópicos estudado, é justamente a transmissão de choques em períodos de crise. Embora exista uma panóplia de definições de contágio financeiro adaptáveis à natureza específica de cada estudo, optámos pela definição de Forbes e Rigobon (2002) para o contágio “... Trata-se de um aumento significativo das ligações entre mercados após um choque em um país (ou grupo de países) ...”. Em sùmula, existe contágio financeiro quando, após um evento inesperado, a correlação entre as rendibilidades de dois mercados sofre um aumento significativo.

Segundo Kodres e Pritsker (2002) a literatura sobre contágio em contexto de crise financeira centra-se em três ramos. A primeira relaciona as crises cambiais com as imperfeições dos mercados financeiros e as fraquezas das políticas monetárias e fiscais, tornando-o vulnerável a ataques especulativos. O segundo ramo destaca conexões sistemáticas entre instituições financeiras como a principal causa de transmissão de crises. Por último, o terceiro centra-se no contágio entre os mercados financeiros, em especial entre a dívida e os mercados de ações, sendo este o ramo explorado nesta investigação.

2.2.2 Estudos empíricos

Os autores Grubel e Fadner (1971) realizaram os primeiros estudos empíricos sobre contágio financeiro entre mercados. Calvo e Reinhart (1996) estudaram a crise mexicana de 1994/1995 recorrendo a coeficientes de correlação, evidenciando a existência de contágio nos mercados de ações da América Latina e na Ásia.

Eichengreen, Rose, e Wyplosz (1996), Shleifer e Vishny (1997), Buitier, Corsetti e Pesenti (1997), Buitier, Corsetti, e Pesenti (1999), Glick e Rose (1999), Baig e Goldfajn (1999a), Hernández e Valdés (2001) analisaram o fenómeno do contágio financeiro ao longo de várias décadas. Eichengreen, Rose, e Wyplosz (1996) durante 30 anos estudaram 20 países industrializados, os autores evidenciam que a transmissão de risco ocorre com mais frequência quando existe relações comerciais fortes entre os países. Shleifer e Vishny (1997) consideram que os choques nos mercados são provocados pela atividade de arbitragem imposta pelos investidores internacionais, quando os preços se afastam do justo valor. Buitier, Corsetti e Pesenti (1997), Buitier, Corsetti, e Pesenti (1999) evidenciam que a crise do Mecanismo Europeu de Taxas de Câmbio (METC) em 1992-1993 foi consequência do contágio comercial. Glick e Rose (1999) examinaram cinco crises cambiais, inicialmente a crise de sistema Bretton Woods em 1971 e concluindo na crise asiática. Mais uma vez, os autores conferem que as relações comerciais com o país em que tem origem a crise é um fator fulcral para a existência de contágio. Baig e Goldfajn (1999a) examinaram o contágio entre os mercados financeiros da Tailândia, Malásia, Indonésia, Coreia e Filipinas, evidenciando que as correlações na moeda e nos spreads soberanos aumentaram significativamente durante o período de crise, enquanto as correlações entre os mercados de ações oferecem evidências mistas. Hernández e Valdés (2001) constataram que o efeito de credor comum esteve na base dos episódios de contágio do sudeste asiático, Brasil e Rússia, ou seja, quando a transmissão de risco ocorre através de choques nos mercados de obrigações.

Chiang, Jeon, e Li (2007), Khan e Park (2009), Samarakoon (2011), Aloui, Aïssa, e Nguyen (2011) examinaram o fenômeno de contágio e interdependências nos mercados financeiros internacionais. Chiang, Jeon, e Li (2007) analisaram 9 mercados de ações da Ásia, no período de 1990 a 2003, evidenciando a presença de efeitos de contágio. Os autores ao analisarem os coeficientes de correlação verificam uma mudança na variância durante o período de crise, lançando dúvidas sobre o benefício da diversificação de carteiras. As evidências mostram que as agências de classificação de crédito soberanas internacionais desempenham um papel significativo na formação da estrutura das correlações dinâmicas nos mercados asiáticos. Khan e Park (2009) examinaram os mercados de ações da Tailândia, Malásia, Indonésia, Coreia e Filipinas, durante a crise financeira asiática de 1997. Os autores analisaram os coeficientes de correlação com variação no tempo, e evidenciam a existência de contágio nestes mercados regionais. Samarakoon (2011) examinou a transmissão de choques (contágio) entre os EUA e os mercados emergentes durante a crise financeira de 2008, evidenciando a existência de interdependência e contágio bidirecional. Os autores mostram que a interdependência é impulsionada pelo mercado dos EUA, já o contágio é impulsionado pelos mercados emergentes. Os mercados de fronteira também apresentam interdependência e contágio aos choques dos Estados Unidos, com exceção feita aos mercados da América Latina que mostram para os Estados Unidos, porém o mercado dos EUA não contagia estes mercados regionais. Aloui, Aïssa, e Nguyen (2011) examinaram os mercados de ações do Brasil, Rússia, Índia, China (BRIC) e os EUA, e evidenciam contágio entre os mercados de ações dos países BRIC e os mercados dos EUA. Os autores também evidenciam a existência de persistência nestes mercados em períodos de elevada e baixa volatilidade.

Kenourgios, Samitas, e Paltalidis (2011), Baur (2012), Celik (2012), Ahmad, Sehgal, e Bhanumurthy (2013) investigaram o contágio financeiro em mercados de ações, câmbios e setores, durante as crises financeiras de 2008 e 2010. Kenourgios, Samitas, e Paltalidis (2011) analisaram o contágio financeiro nos mercados de ações do Brasil, Rússia, Índia, China (BRIC), os EUA e Reino Unido, num período que incorpora cinco crises financeiras. Os autores evidenciam que os mercados emergentes dos países BRIC apresentam níveis de contágio acentuados. Baur (2012) examinou dez setores em 25 mercados de ações desenvolvidos e emergentes. A análise testa diferentes canais de contágio financeiro entre países e setores e conclui que a crise levou a um aumento dos movimentos nas ações do setor financeiro. Os resultados demonstram que nenhum país e setor ficou imune aos efeitos adversos da crise financeira de 2008 que limitam a eficácia da diversificação de carteiras. No entanto, há evidências claras de que alguns setores, nomeadamente da Saúde, Telecomunicações e Tecnologia, foram menos afetados pela crise. Celik (2012) testaram a

existência de contágio financeiro entre os mercados de câmbio de vários países emergentes e desenvolvidos durante a crise do *subprime* nos Estados Unidos. O autor evidencia a existência de contágio durante a crise do *subprime* na maioria dos mercados analisados, outra descoberta é que os mercados emergentes parecem ser os mais influenciados pelos efeitos do contágio quando comparados aos mercados desenvolvidos. Ahmad, Sehgal, e Bhanumurthy (2013) examinaram o contágio financeiro nos mercados de ações da Grécia, Irlanda, Portugal, Espanha, Itália, EUA, Reino Unido, e Japão, Brasil, Rússia, Índia, Indonésia, China, Coreia do Sul e África do Sul, no período de 19 de outubro de 2009 a 31 de janeiro de 2012. Os autores mostram que os mercados do Brasil, Índia, Rússia, China e África do Sul foram fortemente contagiados. No entanto, os mercados de ações da Indonésia e Coreia do Sul indiciam apenas interdependência e não contágio.

Luchtenberg e Vu (2015), Cho, Hyde e Nguyen (2015), Antonakakis, Breitenlechner, e Scharler (2015) examinaram o contágio financeiro em diversos mercados de ações internacionais. Luchtenberg e Vu (2015) estudaram os mercados mais significativos da América do Norte, Europa e da Ásia, no período de 1 de janeiro de 2003 a 30 de abril de 2009. Os autores mostram que o mercado dos EUA contagiou todos os mercados analisados, com exceção da China, Japão e Alemanha. As evidências sugeridas apontam para uma mudança significativa do comportamento dos investidores institucionais em relação ao risco, no início da crise financeira de 2008. Cho, Hyde e Nguyen (2015) analisaram 30 838 ações correspondentes a trinta e um mercados de ações, no período compreendido entre 1973 e 2011. Os resultados sugerem que a crise financeira do *subprime* contagiou os mercados de forma global, enquanto o impacto das crises mexicana e asiática foram mais suaves e ficaram limitadas à região do país de origem. Antonakakis, Breitenlechner, e Scharler (2015) investigaram as interdependências dinâmicas entre o mercado imobiliário, mercado de ações, a incerteza política e os indicadores macroeconômicos do Reino Unido, no período janeiro de 1997 a fevereiro de 2015. Os autores sugerem que a crise do *subprime* originou choques sem precedentes, designadamente no mercado imobiliário e mercado de ações. Adicionalmente o contágio originou a incerteza na política econômica e monetária tendo a mesma reflexos consideráveis na economia real.

Karanasos, Yfanti e Karoglou (2016), Humayun Kabir (2017), BenSaïda (2017), Shahzad, Ferrer, Ballester, e Umar (2017) examinaram os mercados de ações nas últimas décadas e testaram o fenómeno de contágio em períodos de volatilidade extrema nos mercados de ações. Karanasos, Yfanti e Karoglou (2016) analisaram 8 mercados de ações, tendo em conta quebras de estrutura, no período de 1988 a 2010. Os autores defendem que os mercados foram contagiados abruptamente pela crise financeira de 2008, quando

comparados com a crise financeira asiática. Humayun Kabir (2017) analisou o comportamento de imitação dos investidores institucionais no setor financeiro dos EUA, no período de 1 de janeiro de 2003 a 31 de dezembro de 2012. O autor sugere que o comportamento de imitação inflacionou a volatilidade durante a crise financeira de 2008. BenSaïda (2017) analisou o mercado obrigacionista dos EUA e 10 mercados da Europa, no período de 1 de janeiro de 2000 a 21 de setembro de 2016. Os resultados sugerem contágio financeiro dos mercados mais desenvolvidos para os mercados periféricos da Zona Euro, evidenciando que o nível de turbulência permanece elevado desde a crise financeira de 2008. Shahzad, Ferrer, Ballester, e Umar (2017) analisaram os mercados financeiros islâmicos e os mercados dos EUA, Reino Unido e Japão, no período de 15 de julho de 1996 a 30 de junho de 2016. Os resultados sugerem que os mercados financeiros islâmicos foram contagiados, tais como os mercados desenvolvidos em análise. Os autores defendem que os mercados islâmicos ao não estarem imunes ao contágio global dificultam a ação dos investidores institucionais quando os mesmos querem diversificar as suas carteiras de investimento, designadamente em períodos de crise financeira.

Em resumo, este trabalho visa contribuir para o fornecimento de informação aos investidores e reguladores nos mercados de ações da América Latina, onde investidores individuais e institucionais procuram benefícios de diversificação, assim como, ajudar a promover a implementação de políticas que contribuam para a eficiência destes mercados. Portanto, o contexto deste trabalho é o de examinar a persistência nas rendibilidades, assim como a transmissão de risco nestes mercados regionais, em contexto da pandemia global (Covid-19).

3. Dados e Metodologia

3.1 Dados

Analisamos 7 mercados financeiros, 6 deles representativos da Região LAC, sendo 5 deles da região LAS (*Latino American South*), nomeadamente Argentina, Brasil, Chile, Colômbia e Peru, o México representa a região LAN (*Latino American North*) e os EUA que representam o *benchmark*.

Os dados são então relativos aos preços de fecho dos mercados financeiros da Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru e EUA (vide tabela 1), foram obtidos junto da plataforma *DataStream* (*Thomson Reuters*). As cotações são diárias e compreendem o período de 01 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020, totalizando desse modo 732 observações. A amostra foi particionada em dois subperíodos pré e durante Covid-19, o período pré-covid (390 observações) entre 01 de janeiro de 2018 e 28 de junho de 2019, o

período covid (342 observações) é assim compreendido entre 01 de julho de 2019 e 20 de outubro de 2020. As cotações estão em moeda local, para minimizar distorções nas taxas de câmbio.

A escolha de iniciar o subperíodo Covid em julho de 2019 prende-se com o estudo realizado pela *Harvard Medical School*, em que os autores Nsoesie, Rader, Barnoon, Goodwin, e Brownstein (2020), evidenciam o aumento exponencial de estacionamentos nos centros hospitalares de Wuhan, China, bem como o volume de pesquisas na Internet por sintomas semelhantes ao coronavírus que agora conhecemos por Covid-19.

Tabela 1 - Mercados de ações a utilizar na investigação e respetivos países associados

Mercado	País
ARGENTINA DS MARKET	Argentina
BRAZIL DS MARKET	Brasil
CHILE DS MARKET	Chile
COLOMBIA DS MARKET	Colômbia
MÉXICO DS MARKET	México
PERU DS MARKET	Peru
EUA DS MARKET	EUA

Fonte: Elaboração própria.

3.2 Metodologia

O desenvolvimento da investigação decorreu ao longo de diversas etapas. Inicialmente, a caracterização da amostra foi efetuada com recurso à estatística descritiva que aplica várias técnicas para descrever e sintetizar os dados de uma determinada amostra, são utilizadas medidas de tendência central como a média e medidas de variabilidade que incluem o desvio padrão, assimetria e curtose, para corroborar os resultados aplicou-se o teste de Jarque e Bera (1980). Na secção seguinte testa-se a estacionariedade das sete séries temporais em análise, serão utilizados os testes ADF (Dickey e Fuller, 1981), PP (Phillips e Perron, 1988), KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shinb, 1992), ainda em relação à estacionariedade, será utilizado o teste de Clemente et al. (1998), que permitirá aferir a existência de quebras de estrutura nas séries e períodos em análise. Na secção seguinte para verificarmos se existe ou não persistência iremos recorrer aos testes de Ljung-Box (Ljung e Box, 1978) (com os quadrados das rendibilidades), ARCH-LM (Engle, 1982) e BDS (Brock e De Lima, 1996). Para validar os resultados da persistência, utilizaremos a metodologia *Detrended Fluctuation*

Analysis (DFA), tendo como finalidade avaliar a persistência das séries temporais nos dois subperíodos em análise. Na última seção e para podermos estudar o contágio financeiro calcularemos as correlações não condicionais, por último, e para que seja possível aferir se o aumento das correlações são significativas será aplicado o teste t de heterocedasticidade de duas amostras (Forbes e Rigobon, 2002).

3.2.1 Estatística Descritiva

Na interpretação da estatística descritiva devemos focar-nos em alguns parâmetros, nomeadamente: a média, o desvio padrão, assimetria e a curtose. A média é uma medida de tendência central que identifica a concentração de um conjunto de dados numa distribuição. O desvio padrão expressa o grau de dispersão dos dados em torno da média, representa a uniformidade dos dados, quanto mais próximo o seu valor for de 0, mais homogêneos serão os dados analisados. A sua análise tem implicações de extrema importância, pois através do seu cálculo é possível medir o grau da volatilidade associado a um determinado ativo financeiro, ou investimento. Sabendo que a volatilidade identifica o nível de risco, quanto maior for o desvio padrão, maior será volatilidade e decorrentemente, maior será o nível de risco associado ao investimento. A assimetria é definida como uma medida de distorção que mede o grau de simetria de uma distribuição divide-se em três escalas, simétrica (em torno da média o valor é nulo), assimétrica à esquerda (se a distribuição se concentrar no lado direito com uma longa cauda para o lado esquerdo, o valor é menor que 0 e a distribuição diz-se com enviesamento negativo ou assimétrico à esquerda) ou assimétrico à direita (se a distribuição se concentrar no lado esquerdo com uma longa cauda para a direita toma valores maiores do que 0 e a distribuição diz-se com enviesamento positivo ou assimétrico à direita). A curtose ou coeficiente de achatamento, é também uma medida de forma, para que se considere que estamos perante uma distribuição normal a curtose deverá ser de 3, se o valor de curtose for próximo de 0 a distribuição diz-se mesocúrtica, se a distribuição for achatada, ou seja, apresentar valores menores que 0, a distribuição diz-se platicúrtica, se por outro lado a distribuição for pontiaguda toma valores maiores do que 0, diz-se que a distribuição é leptocúrtica (Marôco, 2010; Shanmugam e Chattamvelli, 2016)

De seguida, recorreremos ao teste de aderência de Jarque e Bera (1980), que servirá para aferir a normalidade dos resíduos, corroborando os resultados verificados nas assimetrias e curtoses, tem como principais vantagens a sua operacionalização e a sua fácil perceção. O teste de Jarque and Bera (1980) postula:

$H_0 = \text{Assimetria} = 0 \text{ e Curtose} = 3 \text{ (normalidade)}$

$H_1 = \text{Assimetria} \neq 0 \text{ e Curtose} \neq 3 \text{ (não normalidade)}$

A estatística teste é

$$JB = n \left(\frac{\alpha_3^2}{6} + \frac{(\alpha_4 - 3)^2}{24} \right) \quad [1]$$

Onde

$$\alpha_3 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^3}{n s^3} \quad [2]$$

$$\alpha_4 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^4}{n s^4} \quad [3]$$

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}{n} \quad [4]$$

Nota: O \bar{y} é a média da amostra e o s^2 , α_3 e α_4 são, respetivamente, o segundo, terceiro e quarto momentos centrais

3.2.2 Estacionariedade

Um dos pressupostos principais quando analisamos séries temporais é avaliar a sua estacionariedade, para avaliar se a série de tempo tem características de um ruído branco (média 0 e variância constante). Ao não serem séries temporais estacionárias, podem dar origem a regressões espúrias, com os coeficientes de determinação elevados, coeficientes de regressão significativos, coeficientes de autocorrelação elevados, sugerindo uma forte relação entre as variáveis, embora os resultados estatísticos não correspondam à realidade. Estudar as séries temporais em termos de estacionariedade é então fulcral para delimitar os modelos, assim como a sua estimativa impedindo resultados enviesados. O objetivo de se empregar testes com hipóteses nulas opostas, é mitigar o facto de que os testes ADF (Dickey e Fuller, 1981) e KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shinb, 1992) têm baixo poder quando comparados com metodologias econométricas que postulam quebras de estrutura (Maddala e Kim, 2002), no desenvolvimento desta investigação serão utilizados os testes de raízes unitárias ADF, PP e KPSS, no entanto, como complemento aos testes de estacionariedade ADF, PP e KPSS iremos utilizar a metodologia de Clemente et al. (1998), que identifica as quebras de estrutura mais significativas em um subperíodo de tempo.

O modelo Dickey-Fuller Aumentado (ADF), é um dos testes mais ajustados para detetar a existência de raízes unitárias. Os testes ADF (Dickey e Fuller, 1981), PP (Phillips e Perron, 1988) realizados postulam as mesmas hipóteses nulas.

H_0 = tem raiz unitária (não é estacionária)

H_1 = não tem raiz unitária (é estacionária)

Enquanto o teste KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shinb, 1992) apresenta hipóteses opostas:

H_0 = não tem raiz unitária (é estacionária)

H_1 = tem raiz unitária (não é estacionária)

O teste de Clemente et al. (1998) permite identificar eventuais quebras de estrutura, assim como a data da sua ocorrência. Sabendo-se que a quebra estrutural origina uma alteração significativa no nível e/ou tendência de uma série temporal, modificação esta que pode ter um carácter estável ou transitório. Se a série é estacionária, os choques deverão ter efeitos temporários, caso inverso, terão efeitos permanentes, ou seja, não recuperam o nível inicial (Dias, da Silva, e Dionísio, 2019).

3.2.3 Persistência

Para responder à primeira questão de investigação, testamos a persistência das rendibilidades através dos testes: (Ljung e Box, 1978) (com os quadrados das rendibilidades), ARCH-LM (Engle, 1982) e BDS (Brock e De Lima, 1996). A importância de estudar o nível de autocorrelação em investigações vocacionadas para o contágio deve-se à existência de *clusters* de volatilidade. De acordo com Mandelbrot (1963) e Engle (1982) se a volatilidade for alta (baixa), num determinado período, tende a continuar a sê-lo no período seguinte, pois a nova informação que chega ao mercado está correlacionada no tempo.

Assim, recorremos ao teste de Ljung-Box (Ljung e Box, 1978) que testa a significância estatística de um conjunto de coeficientes de autocorrelação. Este teste pressupõe que, sob a hipótese nula, $H_0 : p_1 = (\varepsilon_t^2) = \dots = p_m = (\varepsilon_t^2) = 0$, os quadrados dos resíduos estandardizados não se encontram correlacionados, face à hipótese alternativa de $H_a : p = 0$, em que $p_i = (\varepsilon_t^2)$ se refere ao coeficiente de correlação entre ε_t^2 e ε_{t-i}^2 , e $\varepsilon_t^2 = u_t^2 / \sigma_t^2$ diz respeito aos quadrados dos resíduos estandardizados. A estatística de Ljung-Box é $Q = n(n+2) \sum_{i=1}^m \frac{\hat{\rho}_i^2}{n-i} \sim X^2(m-k)$ em que n indica a dimensão da amostra e k o número de parâmetros estimados e m o número de defasamentos.

Quando uma série temporal exhibe heterocedasticidade condicional - ou autocorrelação na série quadrada – diz-se que tem efeitos heterocedásticos condicionais autoregressivos (ARCH). O teste ARCH de Engle é um teste Multiplicador Lagrange para avaliar a importância dos efeitos ARCH.

Considere uma série temporal

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t, \quad [5]$$

onde μ_t é a média condicional do processo, e ε_t é um processo de inovação com média zero.

Suponha que as inovações são geradas como

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t \quad [6]$$

onde z_t é um processo independente e distribuído de forma idêntica com média 0 e variância 1.

Assim,

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_{t+h}) = 0 \quad [7]$$

para todos os lags $h \neq 0$ e as inovações não estão correlacionadas.

Assumindo que H_t contenha a história do processo disponível no momento t . A variação condicional de y_t é:

$$\text{Var}(y_t | H_{t-1}) = \text{Var}(\varepsilon_t | H_{t-1}) = E(\varepsilon_t^2 | H_{t-1}) = \sigma_t^2 \quad [8]$$

Assim, a heteroscedasticidade condicional no processo de variância é equivalente à autocorrelação no processo de inovação ao quadrado.

Definida a série residual

$$e_t = y_t - \mu_t \quad [9]$$

Se toda a autocorrelação da série original, y_t , for contabilizada no modelo condicional da média, então os resíduos não estão correlacionados com média zero. No entanto, os resíduos ainda podem ser dependentes em série.

A hipótese nula é

$$H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \dots = \alpha_m = 0.$$

A hipótese alternativa para o teste ARCH de Engle é a autocorrelação nos resíduos quadrados, dada pela regressão

$$H_a: e_{2t}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{2t-1}^2 + \dots + \alpha_m e_{2t-m}^2 + u_t$$

onde u_t é um processo de erro de ruído branco.

Para averiguar a linearidade de uma série, é frequente a consideração do teste BDS, de Brock e De Lima (1996). Este teste é uma importante ferramenta para detetar a dependência em séries temporais, testando a hipótese nula de uma série ser i.i.d. (independente e identicamente distribuído).

O cálculo do teste BDS compreende os seguintes procedimentos:

Dada uma série temporal, com N observações, calcula-se a primeira diferença dos logaritmos dos dados da série temporal;

$$\{x_j\} = [x_1, x_2, x_3, \dots, x_N] \quad [10]$$

Escolhe-se o valor de m (dimensão de mergulho), mergulha-se a série nos vetores de dimensão m , escolhendo cada um dos m sucessivos pontos nas séries. Este procedimento converte a série de escalares em séries de vetores.

$$x_1^m = (x_1, x_2, \dots, x_m) \quad [11]$$

$$x_2^m = (x_2, x_3, \dots, x_{m+1}) \quad [12]$$

$$x_{N-m}^m = (x_{N-m}, x_{N-m+1}, \dots, x_N) \quad [13]$$

Calcula-se o integral de correlação, de modo a medir a correlação espacial dos pontos, adicionando o número de pares dos pontos (i, j) , em que $1 \leq i \leq N$ e $1 \leq j \leq N$, no espaço de dimensão m , que é fechado, no pressuposto de que os pontos estão dentro do raio de tolerância, de ε , cada um.

$$C_{\varepsilon, m} = \frac{1}{N_m(N_m-1)} \sum_{i \neq j} l_{i, j; \varepsilon} \quad [14]$$

em que $l_{i, j; \varepsilon} = 1$ se $\|x_i^m - x_j^m\| \leq \varepsilon$, em caso contrário. [15]

Brock e De Lima (1996) concluíram que se uma série é i.i.d., logo,

$$C_{\varepsilon, m} \approx [C_{\varepsilon, 1}]^m \quad [16]$$

e que a quantidade $[C_{\varepsilon, m} - (C_{\varepsilon, 1})^m]$ segue uma distribuição normal, com média zero e variância $V_{\varepsilon, m}$, definida esta como:

$$V_{\varepsilon, m} = 4[K^m + 2 \sum_{j=1}^{m-1} K^{m-j} C_{\varepsilon}^{2j} + (m-1)^2 C_{\varepsilon}^{2m} - m^2 K C_{\varepsilon}^{2m-2}] \quad [17]$$

em que:

$$K = K_{\varepsilon} = \frac{6}{N_m(N_m-1)(N_m-2)} \sum_{i < j < N} h_{i, j, N; \varepsilon} \quad [18]$$

e

$$h_{i, j, N; \varepsilon} = \frac{|l_{i, j; \varepsilon} l_{j, N; \varepsilon} + l_{i, N; \varepsilon} l_{N, j; \varepsilon} + l_{j, i; \varepsilon} l_{i, N; \varepsilon}|}{3} \quad [19]$$

A estatística do teste BDS é a seguinte:

$$BDS_{\varepsilon,m} = \frac{\sqrt{N}[C_{\varepsilon,m} - (C_{\varepsilon,1})^m]}{\sqrt{V_{\varepsilon,m}}} \quad [20]$$

Os autores Brock e De Lima (1996) concluíram que esta estatística segue a distribuição assintótica normal, sempre que se dispõe de uma amostra com mais de 500 observações, como é o caso das séries estudadas. O teste BDS é um teste bilateral, rejeitando-se a hipótese nula se o valor tomado pela estatística do teste for superior ao valor crítico (por exemplo, para 0,05 o valor crítico correspondente é de $\pm 1,96$).

A formulação das hipóteses nula e alternativa é feita do seguinte modo:

H_0 : A série possui variáveis i.i.d, indicando que o modelo possui características lineares;

H_1 : A série não possui variáveis i.i.d, indicando que o modelo possui características não lineares.

Com o intuito de respondermos à segunda questão de investigação, que recorde: a verificar-se a primeira questão de investigação. Será que os mercados de ações em análise, apresentam persistências acentuadas, no período da pandemia de 2020? Iremos validar os resultados da persistência das rendibilidades utilizando a *Detrended Fluctuation Analysis* (DFA). A DFA é um método de análise que examina a dependência temporal em séries de dados não estacionários. Esta técnica ao assumir que as séries temporais são não estacionárias evita resultados espúrios quando a análise incide sobre as relações das séries de dados no longo prazo. O modelo DFA permite examinar o comportamento de séries financeiras, tendo a seguinte interpretação: $0 < \alpha < 0,5$: série anti persistente; $\alpha = 0,5$ série apresenta *random walk*; $0,5 < \alpha < 1$ série persistente (Dias, da Silva, e Dionísio, 2019; Dias, Heliodoro, e Alexandre, 2020)

A função desta técnica é examinar a relação entre os valores x_k e x_{k+t} em diferenciados momentos (Reboredo, Rivera-Castro, e Zebende, 2014; Zebende e da Silva Filho, 2018; Zebende, Dias, e Aguiar, 2020)

Considere-se um conjunto de dados x_k , com $k = 1, \dots, t$ observações equidistantes. O primeiro passo da DFA é a construção de uma nova série

$$x(t) = \sum_{k=1}^t x_k \quad [21]$$

O segundo passo compreende obter a tendência $z(t)$ de cada fração, através do método dos mínimos quadrados, obtendo-se a série subtraída da tendência (*detrended*), ou seja

$$x_s(t) = x(t) - z(t) \quad [22]$$

A aplicação originária assume que a tendência presente em cada uma das caixas é uma tendência linear, ou seja $Z(t) = at + b$ sendo que as aplicações subsequentes indicam que é provável conter outras tendências polinomiais, (Kantelhardt, Koscielny-Bunde, Rego, Havlin e Bunde, 2001). Para cada caixa obtém-se o valor da equação da tendência pelo método dos mínimos quadrados e posteriormente estima-se a raiz do desvio quadrado médio entre as séries $x(t)$ e $Z(t)$, sendo a função da *DFA* dado por:

$$F(s) = \sqrt{\frac{1}{2N} \sum_{t=1}^{2N} [x_s(t)]^2} \quad [23]$$

Estimando a média de $F(s)$ para todas as caixas centralizadas em s gera-se o valor das flutuações $\langle F(s) \rangle$, em função de s . Esta estimativa será repetida para todos os valores distintos de s , esperando-se um processo de uma *power-law*, ou seja

$$\langle F(s) \rangle \sim s\alpha^\alpha \quad [24]$$

3.2.4 Contágio

Para responder à terceira questão de investigação, ou seja, se haverá causalidade entre a persistência nas rendibilidades e a transmissão de risco entre os mercados financeiros da América Latina e os EUA, iremos estimar as correlações não condicionais e a respetiva significância. Uma forma de testar a significância estatística do coeficiente de correlação é recorrer à estatística t , que segue a distribuição t , com $n - 2$ graus de liberdade, em que r é o coeficiente de correlação entre duas séries e n é o número de observações. Para testar se a matriz de coeficientes de correlação é globalmente diferente da matriz identidade, recorre-se ao teste do rácio de verosimilhança, sugerido por Pindyck e Rotemberg (1990). De forma a verificar a existência ou não de transmissão de risco entre mercados, será aplicado o teste t de heterocedasticidade de duas amostras de Forbes e Rigobon (2002). Esta metodologia postula na hipótese nula que a correlação no subperíodo Covid é menor ou igual que a correlação no subperíodo pré-Covid, contra a hipótese alternativa de que a correlação é superior e significativa no período Covid. A rejeição da hipótese nula tem um significado económico do fenómeno de contágio, a não rejeição evidencia interdependências. Em termos de modelo os passos de estimação são os seguintes:

$$H_0 = r_{i,j}^t \geq r_{i,j}^0$$

$$H_1 = r_{i,j}^t < r_{i,j}^0$$

Onde $r_{i,j}^t$ é o coeficiente de correlação entre o mercado i e o mercado j , no período t .

Nas hipóteses anteriores, o subperíodo Covid corresponde o valor “1”, enquanto o subperíodo pré-Covid corresponde o valor “0”.

A utilização deste teste considera a transformação de Fisher (1930) que por sua vez é aplicada aos coeficientes de correlação, de tal forma que estes apresentam uma distribuição aproximadamente normal, em termos assintóticos, com média μ_t e a variância σ_t^2 , definidas da seguinte forma:

$$\mu_t = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1+r_{i,j}^t}{1-r_{i,j}^t} \right) \quad [25]$$

$$\sigma_t^2 = \frac{1}{n_t-3} \quad [26]$$

A estatística do teste é determinada a partir de

$$U = \frac{\bar{\mu}_1 - \bar{\mu}_0}{(\sigma_0^2 + \sigma_1^2)^{\frac{1}{2}}} \quad [27]$$

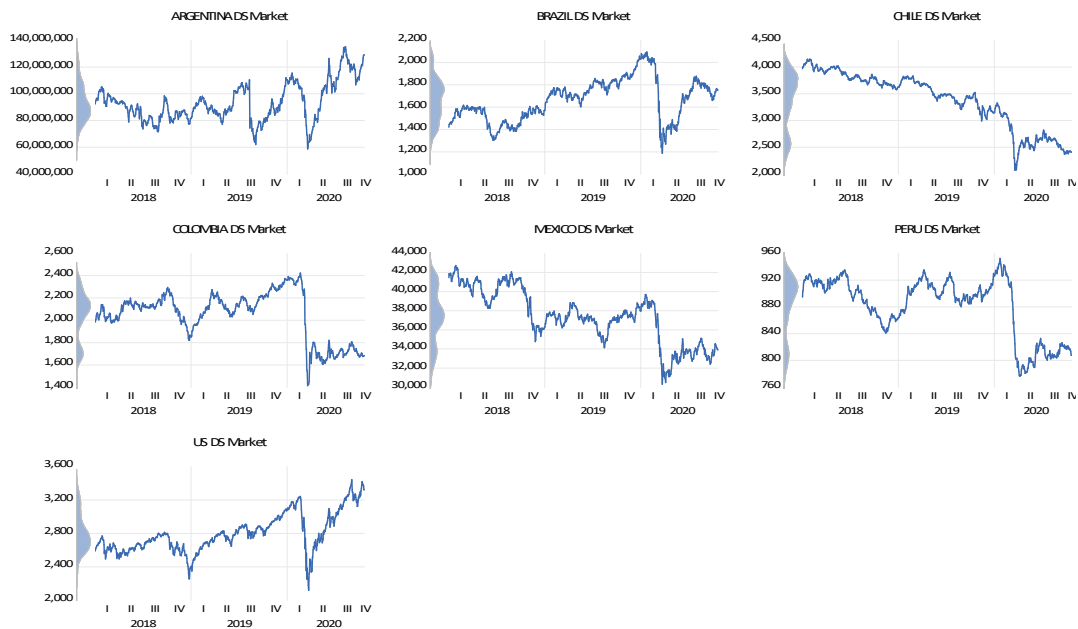
onde μ_t e σ_t^2 são a média e a variância amostrais transformadas. A estatística do teste segue uma distribuição normal, com média 0 e variância 1.

4. Resultados

4.1 Estatísticas Descritivas

A figura 1 mostra a evolução, em níveis, dos mercados ações da América Latina, e dos EUA, no período de 01 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020, sendo o mesmo um período de bastante complexidade, em virtude de compreender o surto da pandemia global (Covid-19). Os preços índice revelam claramente a instabilidade vivida nestes mercados nos meses de janeiro, fevereiro, março e abril de 2020, com todos os mercados financeiros a demonstrar uma queda acentuada neste quadrimestre, é flagrante o impacto que a pandemia provocou nos mercados financeiros.

Figura 1 - Evolução, em níveis, dos 7 mercados financeiros, no período de 01 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020.

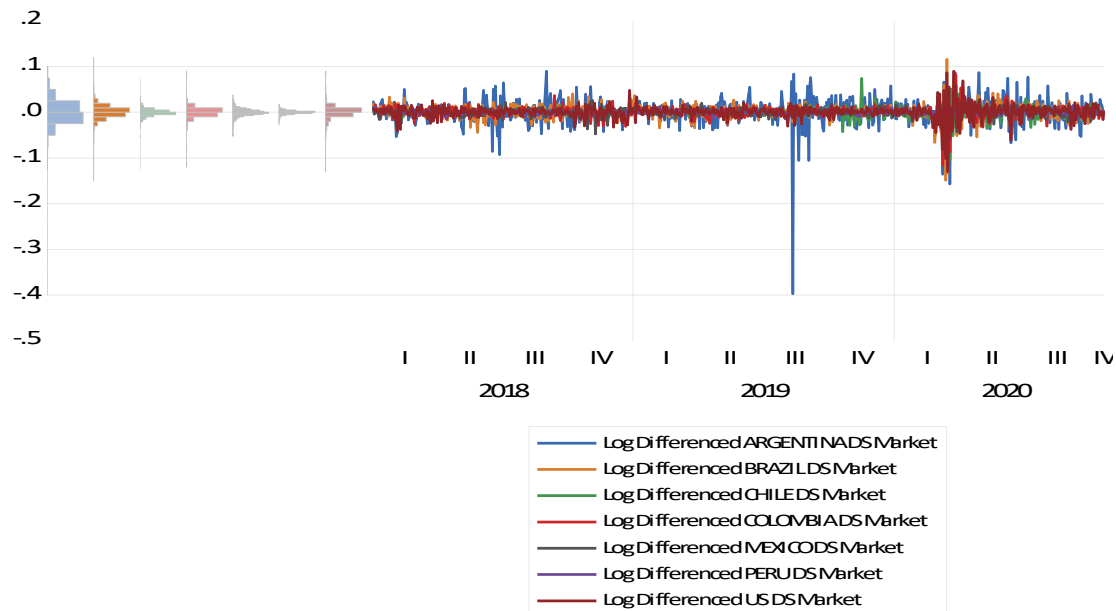


Fonte: Elaboração própria.

Notas: *DataStream*: 732 dados de tempo.

Na figura 2 podemos observar a evolução, em rendibilidades, dos 7 mercados de ações, a análise gráfica dos índices permite evidenciar que estes apresentam padrões de comportamento muito semelhantes durante o período amostral, e que estes padrões foram fortemente marcados pela ocorrência da pandemia global (Covid-19). Os valores dos índices sofreram fortes variações ao longo dos meses estudados. Porém, apesar das fortes variações, as rendibilidades apresentam características de estacionariedade na média, dando uma primeira indicação de que as series possam ser estacionárias. Por outro lado, a análise gráfica permite também verificar a existência de um período de *bear market*, entre os meses de fevereiro, março e abril de 2020, caracterizado por uma queda acentuada nas cotações dos índices, devido à evolução da pandemia global (Covid-19).

Figura 2 - Evolução temporal, em rendibilidades, dos 7 mercados financeiros em análise, no período de 01 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020



Fonte: Elaboração própria.

Notas: *DataStream*: 731 dados de tempo.

A tabela 2 mostra as principais estatísticas descritivas dos sete mercados de ações em análise, sendo seis deles da América Latina, e os EUA, referentes ao período completo da amostra. A rendibilidade média é positiva nos índices bolsistas da Argentina (*Argentina DS Market*), Brasil, (*Brasil DS Market*) e Estados Unidos (*EUA DS Market*), enquanto nos mercados do Chile (*Chile DS Market*), Colômbia (*Colômbia DS Market*), México (*México DS Market*) e Peru (*Peru DS Market*) a média é negativa. O mercado da Argentina apresenta o desvio padrão mais elevado (0.0293), enquanto as assimetrias apresentam valores negativos, sendo o valor mais acentuado registado no mercado de ações da Argentina (-3.739140). As curtoses apresentam valores diferentes do valor de referência ($K = 3$), o que evidência que estamos perante dados temporais que não seguem uma distribuição normal. Para validar resultados realizamos o teste de Jarque e Bera (1980) que demonstra a rejeição da hipótese nula da normalidade (H_0) a favor da alternativa (H_1 - não normalidade), para um nível de significância de 1%. Face a estes resultados, comprova-se que estamos na presença de uma distribuição que não se coaduna com uma distribuição normal, atendendo aos valores registados nos coeficientes de assimetria e de curtose, bastante divergentes daqueles que deveriam ser observados para se considerar uma distribuição normal. Podemos assim considerar e de acordo com os valores observados estamos perante uma distribuição leptocúrtica.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas, em rendibilidades, dos 7 mercados financeiros, no período de 01 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020.

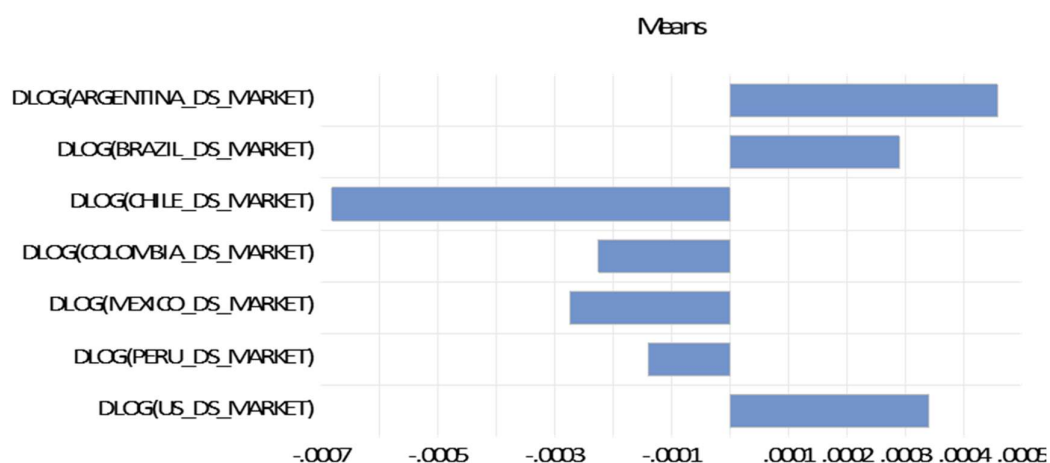
	ARG	BRA	CHI	COL	MEX	PERU	EUA
Média	0.000457	0.000289	-0.000225	-0.000681	-0.000274	-0.000140	0.000340
Desvio Padrão	0.029322	0.017366	0.012940	0.011647	0.009047	0.004268	0.014699
Assimetria	-3.739140	-1.637937	-2.011600	-2.135189	-0.694179	-0.665690	-1.168075
Curtose	50.26767	21.43768	28.80422	31.09627	7.668581	6.993093	20.25964
Jarque-Bera	69849.80***	10695.73***	20802.34***	24632.92***	723.5572***	540.3796***	9252.255***
Observações	732	732	732	732	732	732	732

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os astériscos ***, ** representam a significância a 1% e 5%, respetivamente.

Na **figura 3** são apresentadas as médias (*means*) das rendibilidades dos 7 mercados de ações em análise. Os mercados da Argentina (0.000457), Brasil (0.000289) e EUA (0.000340) apresentam rendibilidades diárias médias positivas, já os restantes mercados apresentam rendibilidades diárias médias negativas, Colômbia (-0.000225), Chile (-0.000681), México (-0,000274) e Peru (-0,000140).

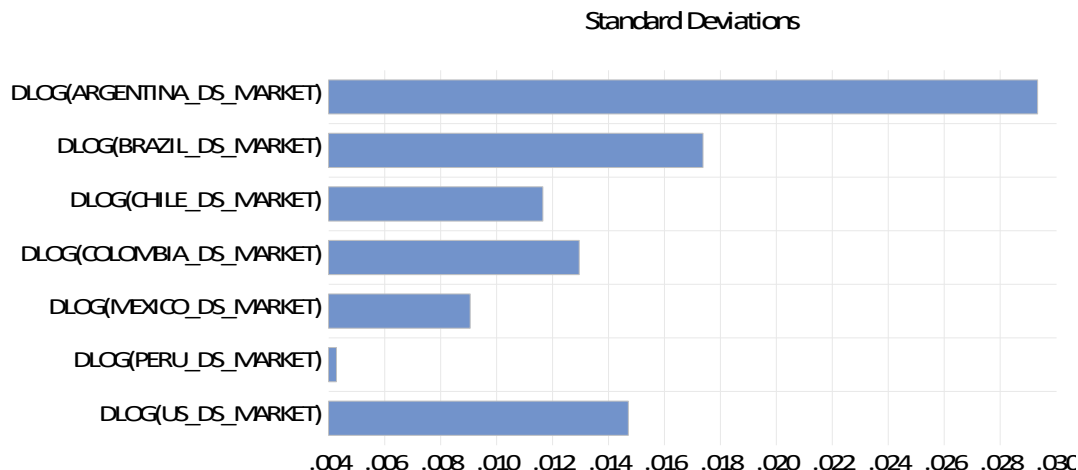
Figura 3 - Evolução das médias dos 7 mercados de ações, no período de 01 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020.



Fonte: Elaboração própria.

Na **figura 4** são apresentados os desvios padrão (*standard deviations*) dos índices bolsistas da Argentina Brasil, Chile, Colômbia, México, Peru e os EUA, e podemos constatar que o mercado de ações da Argentina (0.029322) apresenta o desvio padrão mais acentuado, enquanto o mercado do Peru é aquele que apresenta o menor desvio padrão (0.004268).

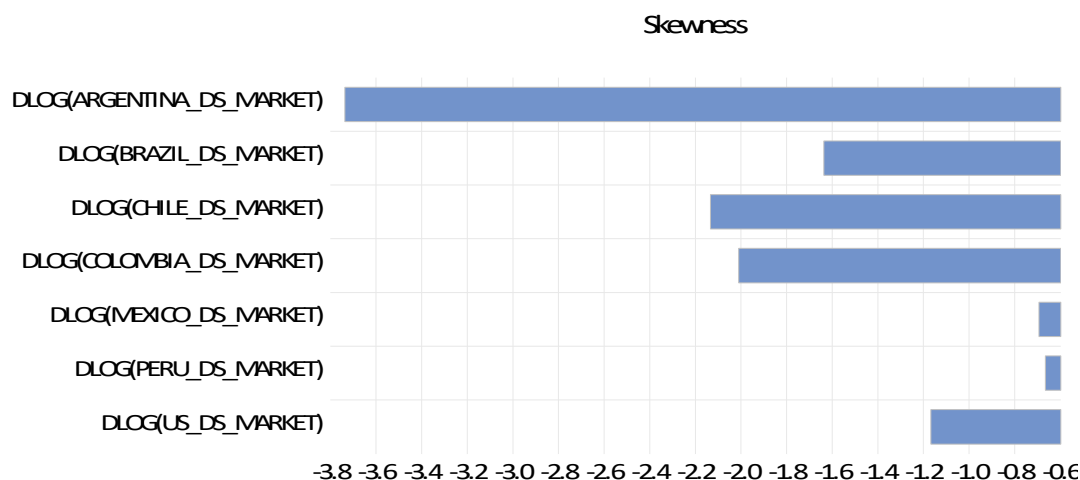
Figura 4 - Evolução dos desvios padrões dos 7 mercados de ações, no período de 01 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020.



Fonte: Elaboração própria.

Na **figura 5** são apresentadas as assimetrias (*Skewness*) dos 7 mercados de ações em análise e aferimos que todos apresentam assimetrias negativas. Sendo, no entanto, de destacar o mercado da Argentina que apresenta uma assimetria bastante expressiva (-3.739140), seguido pelo Chile (-2.135189), Colômbia (-2.011600), Brasil (-1.637937), EUA (-1.168075), México (-0.694179) e por último o Peru (-0.665690). Estes resultados corroboram a informação anterior de que os dados não seguem uma distribuição normal (*Skewness* = 0).

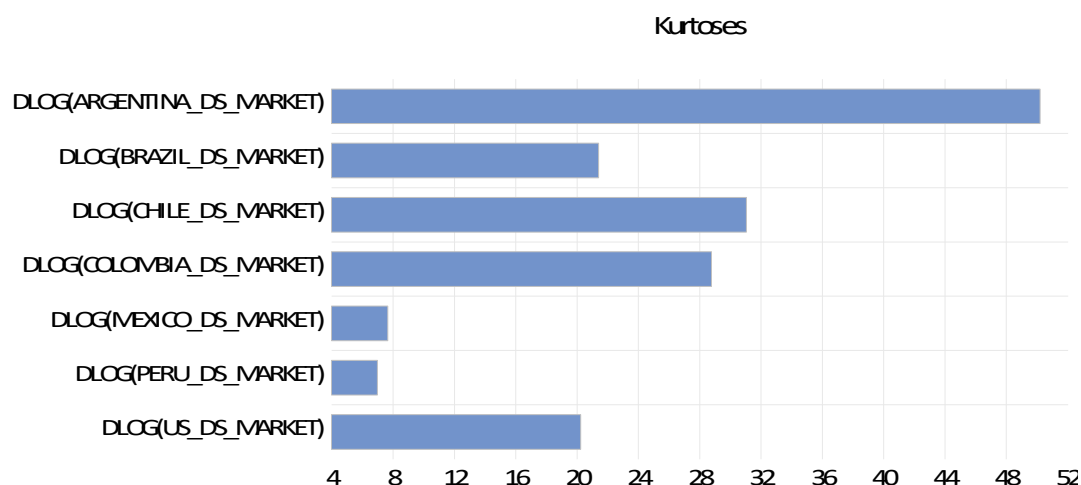
Figura 5 - Evolução das Skewness dos 7 mercados de ações, no período de 01 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020.



Fonte: Elaboração própria.

De seguida, na **figura 6** são apresentadas as curtoses (*Kurtoses*) dos 7 mercados de ações em análise. Consta-se mais uma vez que o índice da Argentina se destaca, sendo aquele que apresenta uma curtose mais acentuada (50.26767), seguindo-se o Chile (31.09627), Colômbia (28.80422), Brasil (21.43768), EUA (20.25964), México (7.668581) e por último o Peru (6.993093). Conclui-se mais uma vez, na presença destes resultados, quando comparados com os valores de referência (curtoses = 3), que estamos perante dados de tempo que não seguem uma distribuição normal.

Figura 6 - Evolução das curtoses dos 7 mercados de ações, no período de 01 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020



Fonte: Elaboração própria.

4.2 Estacionariedade

Como estamos a estimar séries temporais devemos analisar a natureza estacionária das séries de dados dos mercados emergentes da América Latina e dos EUA, no período de 1 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020. Os testes ADF (Dickey e Fuller, 1981), PP (Phillips e Perron, 1988) realizados postulam as mesmas hipóteses nulas. Enquanto o teste KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shinb, 1992) apresenta hipóteses opostas. A intersecção dos testes de raízes unitárias mostra a não estacionariedade dos índices de preços, em níveis. Face aos resultados, efetuamos novos testes, transformamos as séries de preços em primeiras diferenças e, ambos os testes sugerem a estacionariedade em primeiras diferenças, ou seja, as séries de dados são $I(1)$. Os resultados são, portanto, consistentes em ambos os casos e, levam-nos a concluir que os índices de preços em análise são de facto integrados de primeira ordem. Porém os testes ADF, PP e KPSS apresentam desfasamentos distintos entre mercados o que evidencia eventuais quebras de estrutura nas séries de dados respeitantes aos mercados de ações em análise, face a estes indícios iremos utilizar o teste

de Clemente et al. (1998) que verifica a existência de quebras de estrutura nas séries de tempo (vide **tabela 3**).

Tabela 3 - Testes de raízes unitárias, em preços, referentes aos 7 mercados de ações, no período de 01 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020.

País	ADF Teste			PP Teste			KPSS Teste		
	Nível (constante)	1 ^{as} Diferenças (constante)	Resultado	Nível (constante)	1 ^{as} Diferenças (constante)	Resultado	Nível (constante)	1 ^{as} Diferenças (constante)	Resultado
ARGENTINA	-1.86 (0)	-29.07 (0)***	I (1)	-2.04 (9)	-29.00 (9)***	I (1)	0.96 (22)***	0.09 (8)	I (0)
BRASIL	-1.81 (1)	-31.94 (0)***	I (1)	-1.97 (2)	-31.52 (7) ***	I (1)	1.12 (22)***	0.07 (1)	I (0)
CHILE	-0.20 (0)	-16.44 (1)***	I (1)	-0.45 (8)	-25.55 (7)***	I (1)	2.99 (22)***	0.06 (8)	I (0)
COLOMBIA	-1.63 (2)	-15.56 (1)***	I (1)	1.77 (13)	-24.76 (11)***	I (1)	0.84 (22)***	0.10 (13)	I (0)
MEXICO	-1.65 (0)	-25.45 (0)***	I (1)	-1.72 (14)	-25.44 (17)***	I (1)	2.29 (22)***	0.03 (15)	I (0)
PERU	-1.01 (2)	-15.82 (1)***	I (1)	-1.20 (13)	-25.18 (11)***	I (1)	1.29 (22)***	0.11 (12)	I (0)
EUA	-1.99 (9)	-7.58 (8)***	I (1)	-1.83 (15)	-33.15 (7)***	I (1)	1.73 (22)***	0.05 (19)	I (0)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: No teste ADF utilizou-se o critério (Lag Length – Automatic – based on SIC), no PP (BandWidth (Newey-West automatic) using Bartlett Kernel), no KPSS (Bandwidth (Newey-West automatic using Bartlett Kernel). Os valores laterais entre parêntesis dizem respeito às lags. Os asteriscos *, **, *** representam a significância da estatística a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

Na **tabela 4**, podemos observar os testes de raiz unitária de Clemente et al. (1998), que identifica quebras de estrutura, no período pré-Covid, e podemos verificar a existência de quebras de estrutura no período anterior à pandemia global de 2020. Os resultados evidenciam que os mercados de ações apresentam quebras de estrutura acentuadas em 2018, porém não se verificou um mês específico de ocorrência. O mercado de ações do Peru quebrou em 4 de janeiro de 2018, o dos EUA em 05 de fevereiro de 2018, Brasil em 28 de maio de 2018, Argentina a 31 de agosto de 2018, Colômbia em 12 de setembro de 2018, México em 29 de outubro de 2018 e Chile em 05 de novembro de 2018. Estes resultados evidenciam que não existiu um fenómeno comum que originasse uma quebra generalizada nestes mercados de ações, mas sim comportamentos de negociação por parte dos investidores individuais e institucionais em cada mercado, ou seja, não existe uma sincronização entre quebras.

Tabela 4 - Testes de raiz unitária de Clemente et al. (1998), com quebras estruturais, referentes aos 7 mercados de ações, no período de 01 de janeiro de 2018 a 28 de junho de 2019.

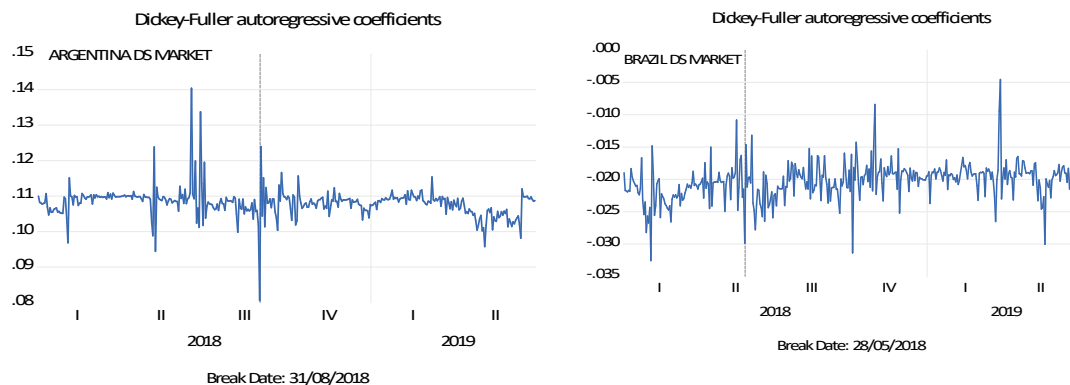
Index	t-stat	Break Date
ARGENTINA DS MARKET	-18.36 (0)***	31/08/2018
BRAZIL DS MARKET	-20.56 (0)***	28/05/2018
CHILE DS MARKET	-17.56 (0)***	05/11/2018
COLOMBIA DS MARKET	-19,64 (0)***	12/09/2018
MÉXICO DS MARKET	-18.77 (0)***	29/10/2018
PERU DS MARKET	-19.72 (0)***	04/01/2018
EUA DS MARKET	-19.48 (0)***	05/02/2018

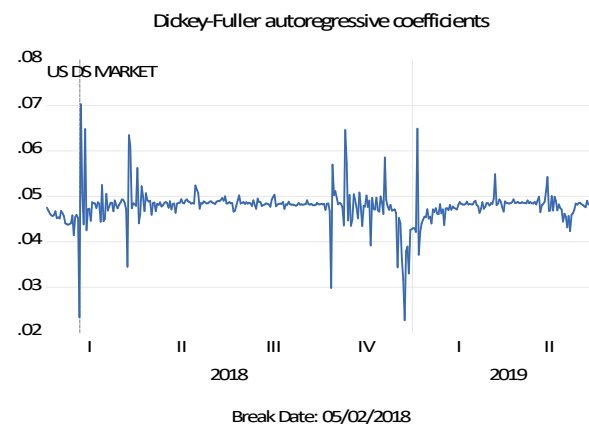
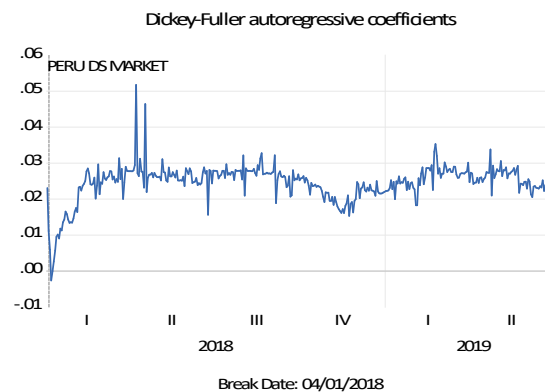
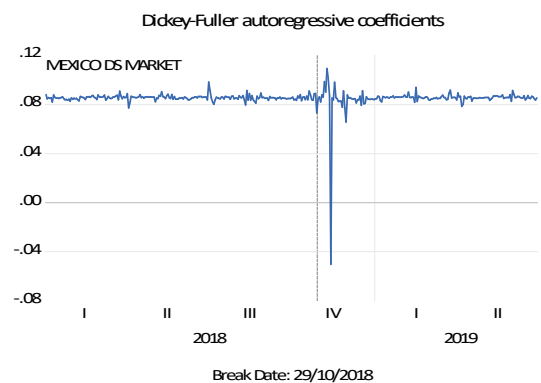
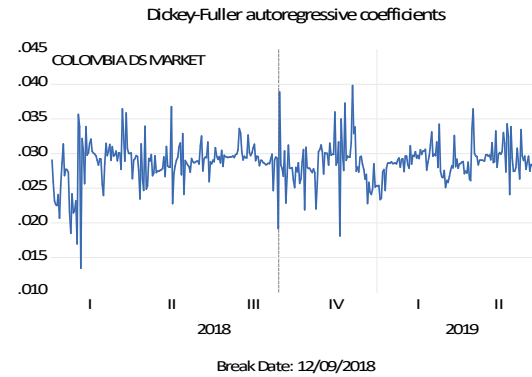
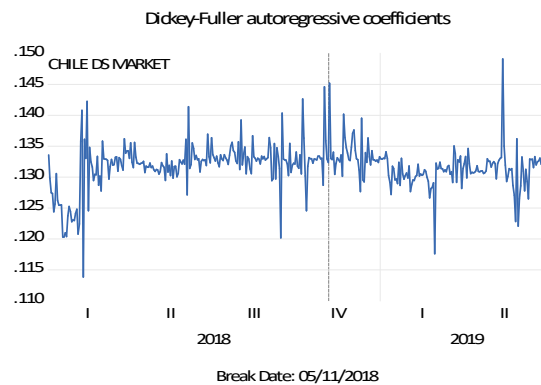
Fonte: elaboração própria.

Nota: Lag Length (Automatic Length based on SIC). Break Selection: Minimize Dickey-Fuller t-statistic. Os valores laterais entre parêntesis dizem respeito às lags. Os astêricos *, **, *** representam a significância da estatística a 1%, 5% e 10%, respetivamente.

A **figura 7** mostra os testes de raízes unitárias, com quebras de estrutura, de Clemente et al. (1998), e podemos observar graficamente as quebras de estrutura através do estimador Minimize Dickey-Fuller t-statistic. Estes resultados corroboram que as quebras não evidenciam uma sincronização comum, pois cada mercado de ações quebrou em meses diferenciados no ano de 2018.

Figura 7 - Testes de raízes unitárias com quebras de estrutura de Clemente et al. (1998), em rendibilidades, aplicado aos 7 mercados de ações, no período de 1 de janeiro de 2018 a 28 de junho de 2019, com indicação da *break date* mais significativa.





Fonte: Elaboração própria

Na **tabela 5 e figura 8**, podemos observar os testes de raiz unitária de Clemente et al. (1998), que identifica quebras de estrutura, no período Covid. Os resultados evidenciam que os mercados de ações apresentam quebras de estrutura acentuadas em março de 2020, o Brasil quebrou em 9 de março, o México a 12 de março, o Chile a 16 de março, e a 19 de março o Peru. A queda mais significativa dos EUA ocorreu em 05 de julho de 2019, a 10 de julho registra-se a maior queda da Colômbia e em 12 de agosto a Argentina. Os resultados

estão em linha com o esperado, coincidindo com a evolução da pandemia global de 2020, assim como com a guerra dos preços do petróleo que ocorreu em março de 2020.

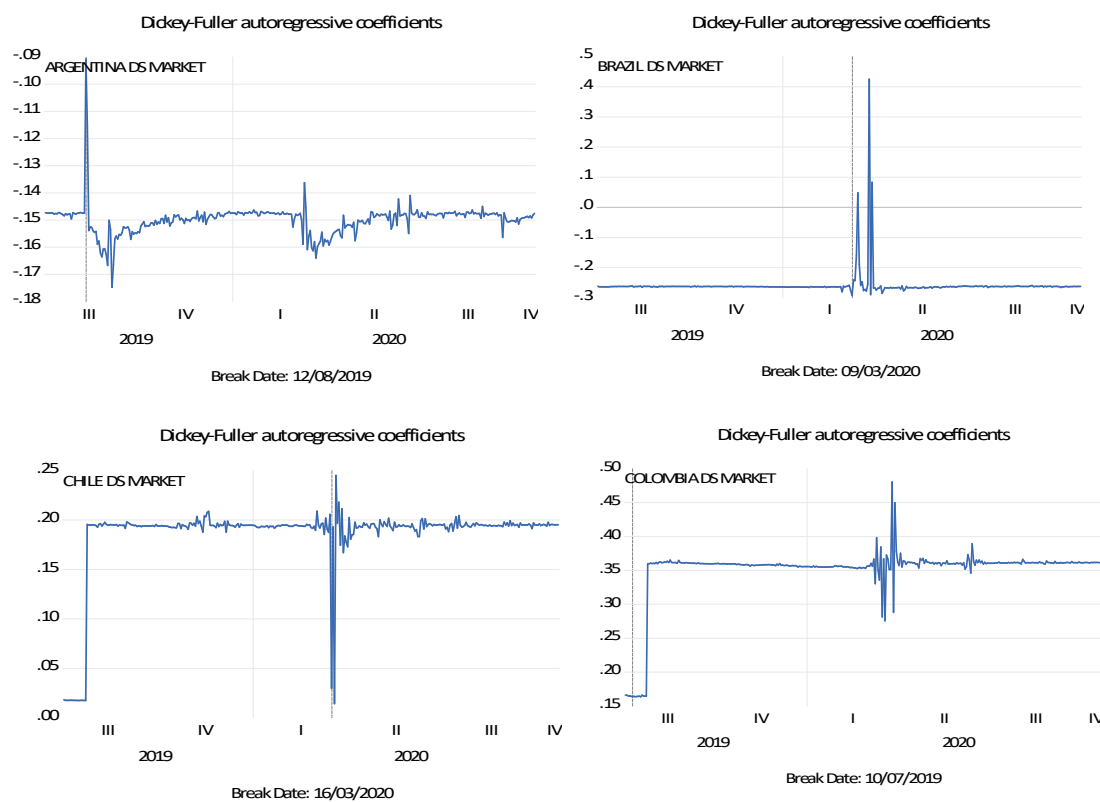
Tabela 5 - Testes de raiz unitária de Clemente et al. (1998), com quebras estruturais, referentes aos 7 mercados de ações, no período de 01 de julho de 2019 a 20 de outubro de 2020.

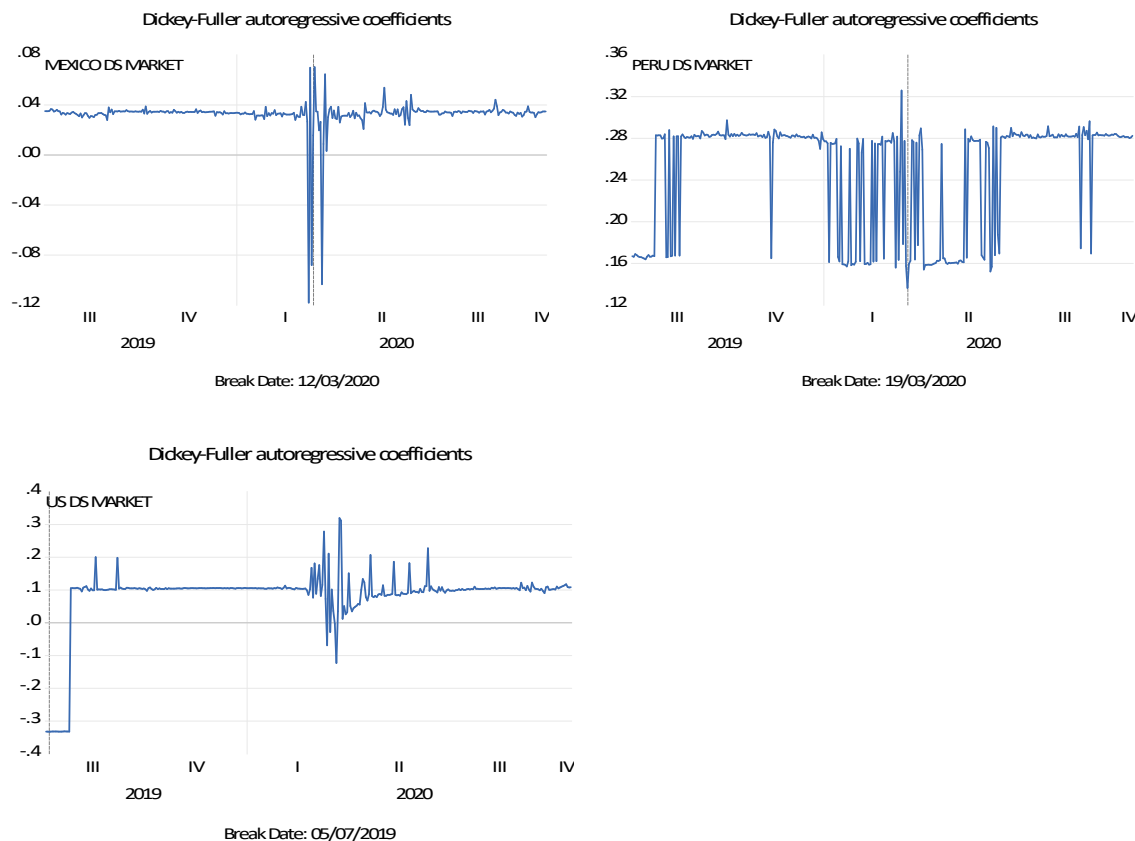
Index	t-stat	Break Date
ARGENTINA DS MARKET	-24.75 (0)***	12/08/2019
BRAZIL DS MARKET	-25.77 (0)***	09/03/2020
CHILE DS MARKET	-19.53 (0)***	16/03/2020
COLOMBIA DS MARKET	-15.58 (0)***	10/07/2019
MÉXICO DS MARKET	-18.59 (0)***	12/03/2020
PERU DS MARKET	-16.16 (0)***	19/03/2020
EUA DS MARKET	-25.94 (0)***	05/07/2019

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os astêricos ***, ** representam a significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Figura 8 - Testes de estacionariedade com quebras de estrutura de Clemente et al. (1998), em rendibilidades, aplicado aos 7 mercados de ações, no período de 1 de julho de 2019 a 20 de outubro de 2020, com indicação da *break date* mais significativa.





Fonte: elaboração própria

4.3. Persistência

Com o propósito de responder à primeira questão de investigação, iremos verificar se os mercados de ações da América Latina e dos EUA apresentam persistência nas suas rendibilidades, ou seja, se estes mercados apresentam previsibilidades ao ponto que os investidores consigam obter rendibilidades anómalas sem incorrer em risco adicional. Para concretizar este objetivo iremos estimar as seguintes metodologias: Ljung-Box (com os quadrados das rendibilidades); ARCH-LM (Engle, 1982) e BDS (Brock e De Lima, 1996). A **tabela 6** mostra os resultados do teste de Ljung-Box, aplicados às séries de rendibilidades dos índices, assim como às rendibilidades ao quadrado. Realizámos numa primeira fase, e para as defasagens 4 e 12, o teste de Ljung-Box e verificámos à medida que aumentamos as *lags* a autocorrelação torna-se mais persistente. Para validar resultados, utilizámos o mesmo modelo, com as rendibilidades ao quadrado, também para as *lags* 4 e 12, e comprovamos que a autocorrelação torna-se mais persistente, a exceção a estes resultados verifica-se no mercado da Argentina (*Argentina DS Market*) que indicia anti persistência. Estes resultados são corroborados pelos autores Santos e Dias (2020), Dias, Heliodoro, Teixeira, e

Godinho, (2020) que evidenciam persistência nas rendibilidades em diversos mercados de ações.

Tabela 6 - Resultados dos testes de Ljung-Box aplicados aos resíduos das séries temporais, referentes aos mercados da América Latina e EUA, de 01 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020

	ARG	BRA	CHI	COL	MEX	PERU	EUA
LB (4)	11.510**	10.545***	4.9681***	12.731***	6.5853***	20.630***	75.071***
LB (12)	17.264	30.630***	31.935***	32.917***	22.861***	35.502***	244.33***
LB ² (4)	3.6863	86.182***	138.06***	182.72***	37.839***	18.445***	562.57***
LB ² (12)	7.0667	145.32***	226.76***	706.12***	136.66***	65.112***	991,54***

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os asteriscos ***, ** representam a significância a 1% e 5%, respetivamente.

Para validar os resultados do teste de Ljung-Box, iremos analisar a presença de heterocedasticidade condicionada nas séries temporais, para o efeito iremos estimar o teste *Lagrange Multiplier* (teste ARCH-LM) de Engle (1982). Os testes ARCH-LM foram aplicados aos resíduos de processos autorregressivos de primeira ordem e, para o *lag* 10. Na **tabela 7** podemos verificar que os resíduos dos processos autorregressivos dos mercados de ações em análise exibem heterocedasticidade condicionada, corroborando esta característica frequentemente presente nos ativos financeiros, com exceção feita ao índice bolsista da Argentina que não rejeitou a hipótese nula. Estes resultados validam os testes de Ljung-Box, aplicados ao quadrado das rendibilidades (vide **tabela 7**), para os lags 4 e 12.

Tabela 7 - Teste ARCH-LM aos resíduos aplicados aos resíduos das séries temporais, referentes aos mercados da América Latina, de 01 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020.

	ARG	BRA	CHI	COL	MEX	PERU	EUA
ARCH LM (10 lags)	0.6396	6.6432***	12.8035***	40.4115***	8.7284***	4.1768***	51.2085***

Fonte: Elaboração própria.

Nota: O teste LM foi aplicado aos resíduos de um processo autorregressivo de primeira ordem de cada série. Os asteriscos ***, ** representam a significância a 1% e 5%, respetivamente.

De forma a validar os testes de Ljung-Box, aplicados ao quadrado das rendibilidades para os lags 4 e 12, e os testes ARCH-LM aplicados aos resíduos de processos autorregressivos de primeira ordem e, para o *lag* 10, estimamos o teste BDS de Brock e De Lima (1996) que demonstra a presença de componentes não lineares, evidência necessária para validar a persistência nas rendibilidades dos mercados de ações em análise. Na **tabela**

8 podemos observar os resultados do teste BDS, e podemos verificar que as hipóteses das rendibilidades serem independentes e identicamente distribuídas é rejeitada, com significância estatística de 1%, a partir da dimensão 2, reforçando a ideia de que as rendibilidades dos índices bolsistas têm uma natureza não linear ou têm uma significativa componente não linear, com exceção feita ao mercado da Argentina. Estes resultados eram expectáveis em virtude dos resultados dos testes de Ljung-Box (com os quadrados das rendibilidades) e ARCH-LM. Segundo o autor Taylor (1986) a presença significativa de maior autocorrelação entre os quadrados das rendibilidades do que entre os valores originais das rendibilidades é, também, um indício da presença de não linearidade. Na **tabela 6**, são exibidos os resultados dos testes de autocorrelação dos quadrados das rendibilidades, para as lags 4 e 12 e todos os índices rejeitam a hipótese nula, identificando autocorrelação em série, com exceção feita ao mercado argentino. Os resultados dos testes de autocorrelação são totalmente coincidentes com os obtidos pelo teste BDS. A rejeição da hipótese nula, ou seja, os dados não são independentes e identicamente distribuídos, poderá ser explicada, entre outros fatores, pela existência de autocorrelação ou pela existência de heterocedasticidade nas séries dos índices bolsistas, casos em que a rejeição da hipótese nula é explicada por dependência não linear dos dados, estas evidências validam, em parte, a primeira questão de investigação. Estes resultados são validados pelos autores Pernagallo e Torrisi (2019) que evidenciam a presença de persistência nas rendibilidades diárias de 12 mercados de ações emergentes, ou seja, os mercados mostram previsibilidades que podem ser benéficas para os investidores individuais e institucionais.

Tabela 8 - Teste BDS aplicados aos resíduos das séries temporais, referentes aos mercados de ações da América Latina e dos EUA, no período de 01 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020.

	ARG	BRA	CHI	COL	MEX	PERU	EUA
Dimension (2)	-0.0375	7.8243***	8.5734***	3.3030***	6.1026***	4.4208***	11.0846***
Dimension (3)	-0.0505	8.3316***	11.650***	4.7508***	8.2267***	4.7103***	13.5876***
Dimension (4)	-0.0606	8.3842***	13.454***	5.5009***	9.7094***	4.4316***	15.4273***
Dimension (5)	-0.0691	8.5019***	15.196***	6.1572***	10.1714***	4.1239***	17.3129***
Dimension (6)	-0.0768	8.6905***	16.6038***	6.6617***	10.3818***	3.7005***	19.1455***

Fonte: Elaboração própria.

Notas: O método considerado no teste BDS foi a fração de pares, para um valor de 0.7. A primeira coluna diz respeito à dimensão do mergulho (*embedding dimension*). Os valores apresentados na tabela referem-se às z-Statistic. ***, ** representam a significância a 1% e 5%, respetivamente.

De forma a responder à segunda questão de investigação estimamos o modelo *Detrended Fluctuation Analysis (DFA)* para verificar se a persistência será mais acentuada no

período pré-Covid ou no período da pandemia global de 2020 (Covid-19). Na **tabela 9** podemos observar os resultados dos expoentes *Detrended Fluctuation Analysis (DFA)* que evidenciam persistência nas rendibilidades validando assim os testes de Ljung-Box, ARCH-LM e BDS. Os mercados de ações da Argentina e do Brasil mantêm a persistência nos dois subperíodos (0.60, 0.63). Os índices bolsistas do Chile, Colômbia, Peru, EUA acentuaram a persistência entre subperíodos (0.57 para 0.66), (0.63 para 0.74), (0.57 para 0.76), (0.49 para 0.59), respetivamente. Já o mercado de ações do México diminuiu a persistência entre os subperíodos pré e Covid (0.60 para 0.58) Estes resultados evidenciam que os mercados de ações da América Latina e dos EUA mostram previsibilidades, o que sugere que os preços não refletem totalmente a informação disponível e que as alterações nos preços não são i.i.d., ou seja, os investidores ajustando as suas estratégias de negociação com os desfasamentos necessários poderão ter alguma rendibilidade acima da média, o que valida, em parte, a segunda questão de investigação. Estes resultados são validados pelos autores Aggarwal (2018), Rehman, Chhapra, Kashif, e Rehan (2018) que evidenciam previsibilidades de diversos mercados de ações, estes achados têm implicações significativas para investidores, uma vez que a ineficiência do mercado pode afetar também os fluxos domésticos e internacionais de uma economia.

Tabela 9 - Expoente DFA, em rendibilidades, onde $H_0: \alpha = 0.5$ e $H_1: \alpha \neq 0.5$

Index	DFA exponent (Pré-Covid)	DFA exponent (Covid)
ARGENTINA DS MARKET	0.60 ± 0.0020	0.60 ± 0.0060
BRAZIL DS MARKET	0.63 ± 0.0075	0.63 ± 0.0143
CHILE DS MARKET	0.57 ± 0.0146	0.66 ± 0.0038
COLOMBIA DS MARKET	0.63 ± 0.0112	0.74 ± 0.0120
MÉXICO DS MARKET	0.60 ± 0.0077	0.58 ± 0.0150
PERU DS MARKET	0.57 ± 0.0009	0.76 ± 0.0086
EUA DS MARKET	0.49 ± 0.0011	0.59 ± 0.0119

Fonte: Elaboração própria.

Notas: O ajustamento do modelo α DFA tem um $R^2 > 0.99$

4.4 Contágio

Para responder à terceira questão de investigação, ou seja, se as persistências nas rendibilidades causaram contágio (transmissão de risco), entre mercados de ações da América Latina e os EUA, estimamos as correlações não condicionais, assim como o seu significado estatístico. Uma forma de testar a significância estatística do coeficiente de correlação é recorrer à estatística t , que segue a distribuição t , com $n - 2$ graus de liberdade, em que r é o coeficiente de correlação entre duas séries e n é o número de observações.

Para testar se a matriz de coeficientes de correlação é globalmente diferente da matriz identidade, recorre-se ao teste do rácio de verosimilhança, sugerido por Pindyck e Rotemberg (1990). A **tabela 10** mostra os coeficientes de correlação não condicional da estatística *t* referente ao subperíodo Pré-Covid, e podemos verificar a existência de coeficientes de correlação significativos com sinais positivos (16) e negativos (5). Os pares de mercados Colômbia-EUA apresenta o coeficiente positivo mais elevado (0.708317), seguido pelos mercados Chile-México (0.696532), no geral os coeficientes positivos apresentam valores medianos. Em relação aos coeficientes negativos, verificamos a presença de 5 correlações bidirecionais negativas, sendo o mais significativo o par Brasil-México (-0.572757).

Tabela 10 - Coeficientes de correlação não condicional, respeitantes aos 7 mercados de ações, no período Pré-Covid 19, 01 de janeiro de 2018 a 28 de junho de 2019

	ARG	BRA	CHI	COL	MEX	PERU	EUA
ARG	###						
BRA	0.391520***	###					
CHI	0.366812***	-0.363061***	###				
COL	-0.155824***	-0.147524***	0.008417***	###			
MEX	0.108834***	-0.572757***	0.696532***	0.318978***	###		
PERU	0.348721***	0.054173***	0.426666***	0.283488***	0.321816***	###	
EUA	0.061653***	0.030699***	-0.192338***	0.708317***	0.238677***	0.298701***	###

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os asteriscos ***, ** representam a significância a 1% e 5%, respetivamente.

Na **tabela 11** são apresentados os coeficientes de correlação não condicionais da estatística *t*, no período Covid, e podemos constatar que as correlações aumentaram significativamente, não existindo coeficientes negativos, o que evidencia que as sincronizações entre os mercados de ações da América Latina e os EUA aumentaram acentuadamente. Para realizar uma análise em detalhe optámos pelas seguintes escalas: correlações fracas (< 0.33), medianas (>0.33 < 0.66) e fortes (> 0.66). Em 21 pares de correlações, podemos observar 18 coeficientes médios, 2 fracos e um forte, sendo este último verificado no par Brasil-EUA (0.778775).

Tabela 21 - Coeficientes de correlação não condicional, respeitantes aos 7 mercados de ações, no período Covid-19, 01 de julho de 2019 a 20 de outubro de 2020

	ARG	BRA	CHI	COL	MEX	PERU	EUA
ARG	###						
BRA	0.410113***	###					

CHI	0.389048***	0.536025***	###			
COL	0.413767***	0.651428***	0.536025***	###		
MEX	0.332441***	0.609907***	0.423206***	0.507267***	###	
PERU	0.272719***	0.392096***	0.306344***	0.383169***	0.447243***	###
EUA	0.337544***	0.778775***	0.524842***	0.654855***	0.623486***	0.423241*** ###

Fonte: Elaboração própria.

Os asteriscos ***, ** representam a significância a 1% e 5%, respetivamente.

Na **tabela 12** estimamos o teste-t de heterocedasticidade de duas amostras de Forbes e Rigobon (2002), realizados aos mercados de ações da América Latina e os EUA. Os resultados gerais mostram 33 pares de mercados a apresentarem contágio, e 9 relações de interdependência, ou seja, existem correlações, porém a hipótese nula não é rejeitada. Os mercados de ações do Brasil, Chile, Colômbia, México e os EUA contagiaram todos os seus pares (6 em 6 possíveis contágios). O índice bolsista do Peru exibe 2 contágios e 4 interdependências, enquanto a Argentina mostra 1 contágio e 5 interdependências. Estes achados colocam em causa a implementação de estratégias de diversificação de carteiras eficientes. Estes resultados também evidenciam que um aumento da persistência nas rendibilidades tem uma relação causal com a transmissão de risco entre os mercados de ações. No subperíodo Covid os coeficientes *Detrended Fluctuation Analysis* subiram, de forma semelhante, os coeficientes de correlação não condicionais da estatística *t*, aumentaram também significativamente, o que originou contágio entre mercados durante o período da pandemia global de 2020, estes resultados validam, em parte, a terceira questão de investigação. Estas evidências são corroborados pelos autores Tola e Wälti (2015), Karanasos et al. (2016), Shahzad et al. (2017), MateEUA, Chinthapathi e MateEUA (2017), BenSaïda (2017) que evidenciam a existência de contágio em diversos mercados internacionais.

Tabela 12 - Tabela de Contágio respeitante aos 7 mercados de ações, entre os subperíodos Pré-Covid / Covid.

Mercados	estatística-t	Resultados	Mercados	estatística-t	Resultados
ARGENTINA / BRASIL	2.97***	Contágio	COLÔMBIA / ARGENTINA	2.66**	Contágio
ARGENTINA / CHILE	0.93	Interdependência	COLÔMBIA / BRASIL	3.74***	Contágio
ARGENTINA / COLÔMBIA	0.99	Interdependência	COLÔMBIA / CHILE	1.89**	Contágio
ARGENTINA / MÉXICO	0.82	Interdependência	COLÔMBIA / MÉXICO	1.74*	Contágio
ARGENTINA / PERU	0.76	Interdependência	COLÔMBIA / PERU	2.18**	Contágio
ARGENTINA / EUA	0.92	Interdependência	COLÔMBIA / EUA	1.99**	Contágio
BRASIL / ARGENTINA	2.69***	Contágio	MÉXICO / ARGENTINA	2.39**	Contágio
BRASIL / CHILE	1.97**	Contágio	MÉXICO / BRASIL	3.54***	Contágio
BRASIL / COLÔMBIA	2.10**	Contágio	MÉXICO / CHILE	1.63*	Contágio

BRASIL / MÉXICO	1.83*	Contágio	MÉXICO / COLÔMBIA	1.76*	Contágio
BRASIL / PERU	2.23**	Contágio	MÉXICO / PERU	1.85**	Contágio
BRASIL / EUA	2.08**	Contágio	MÉXICO / EUA	1.72*	Contágio
CHILE / ARGENTINA	2.22**	Contágio	PERU / ARGENTINA	1.60*	Contágio
CHILE / BRASIL	3.43***	Contágio	PERU / BRASIL	3.02***	Contágio
CHILE / COLÔMBIA	1.62*	Contágio	PERU / CHILE	1.00	Interdependência
CHILE / MÉXICO	1.37*	Contágio	PERU / COLÔMBIA	1.07	Interdependência
CHILE / PERU	1.67*	Contágio	PERU / MÉXICO	0.88	Interdependência
CHILE / EUA	1.58*	Contágio	PERU / EUA	0.99	Interdependência
EUA / ARGENTINA	3.76***	Contágio			
EUA / BRASIL	4.43***	Contágio			
EUA / CHILE	2.25**	Contágio			
EUA / COLÔMBIA	2.49**	Contágio			
EUA / MÉXICO	2.06**	Contágio			
EUA / PERU	3.50***	Contágio			

Fonte: Elaboração própria

Nota: Os valores críticos correspondem a uma significância unicaudal à direita 2.7638 (1%), 1.8125 (5%) and 1.3722 (10%). ***, **, * os asteriscos correspondem a níveis de significância 1%, 5%, e 10%, respetivamente.

5. Conclusão

Esta investigação testou a persistência e o contágio financeiro nos mercados de ações da Região LAC, nomeadamente nos índices bolsistas da Argentina, Brasil, Colômbia, Chile, México, Peru, e os EUA como um mercado de referência, no período de 1 de janeiro de 2018 a 20 de outubro de 2020. Para dar robustez à investigação a amostra foi particionada em dois subperíodos pré e durante Covid-19, o período pré-covid compreende o lapso temporal de 1 de janeiro de 2018 e 28 de junho de 2019, enquanto o período covid está compreendido entre 1 de julho de 2019 e 20 de outubro de 2020. De forma a responder às questões de investigação, utilizamos diferentes modelos para validar resultados e dar robustez às nossas evidências. Com o propósito de cumprir o objeto da investigação formulamos três questões de investigação, a saber: i) Existirá persistência nas rendibilidades dos mercados de ações da região LAC e EUA, no período completo? ii) A verificar-se a primeira questão de investigação, será que os mercados financeiros em análise, apresentam persistência mais acentuada, no período de pandemia global de 2020? iii) A existir persistências nas rendibilidades haverá transmissão de risco entre os mercados de ações da América Latina e os EUA?

A escolha da metodologia permite avaliar testes estatísticos a modelos econométricos e econofísicos, selecionados para dar resposta às três questões de investigação. Os testes

foram sendo aplicados de forma complementar para suprir e minimizar possíveis incongruências nos resultados obtidos.

O teste de raiz unitária de Clemente et al. (1998), no período pré-Covid, sugere a existência de quebras de estrutura, os resultados evidenciam que os mercados de ações apresentam quebras de estrutura acentuadas em 2018, porém não se verificou um mês específico de ocorrência. No período Covid podemos observar quebras com alguma sincronização, ou seja, a maioria, dos mercados de ações apresentam quebras significativas em março de 2020, com exceção feita ao mercado dos EUA, Argentina e Colômbia. Os resultados estão em linha com o esperado, que coincide com a evolução da pandemia global de 2020, assim como com a guerra dos preços do petróleo entre a Arábia Saudita e a Rússia.

De forma a responder à primeira questão de investigação estimamos o teste de Ljung-Box, aplicado ao quadrado das rendibilidades para os lags 4 e 12, que permitiu verificar que a autocorrelação em série era mais acentuada nas rendibilidades ao quadrado do que as rendibilidades originais, com exceção feita ao mercado de ações da Argentina. De forma a validar resultados realizamos o teste ARCH-LM aplicado aos resíduos de processos autorregressivos de primeira ordem e, para o *lag* 10, para aferir se os dados apresentavam efeitos ARCH, evidência que se confirmou e validou o teste de Ljung-Box, com exceção ao mercado da Argentina. Para corroborar resultados estimamos o teste BDS que demonstra a presença de componentes não lineares, evidência necessária para validar a persistência nas rendibilidades dos mercados de ações em análise. Os resultados do teste BDS mostram a rejeição da hipótese nula de que as rendibilidades sejam independentes e identicamente distribuídas com significância estatística de 1%, a partir dimensão 2, reforçando a ideia de que as rendibilidades dos índices bolsistas têm uma natureza não linear ou têm uma significativa componente não linear, com exceção feita ao mercado da Argentina. A articulação destes três modelos permitem evidenciar que as séries de tempo não são independentes e identicamente distribuídos, o que poderá ser explicada, entre outros fatores, pela existência de autocorrelação ou pela existência de heterocedasticidade condicionada nas séries dos índices bolsistas, casos em que a rejeição da hipótese nula é explicada por dependência não linear dos dados, estes achados validam, em parte, a primeira questão de investigação.

Para responder à segunda questão de investigação estimamos o modelo *Detrended Fluctuation Analysis (DFA)* com o intuito de verificar se a persistência será mais acentuada no período pré-Covid ou no período da pandemia global de 2020 (Covid-19). Os resultados do expoente DFA evidenciam persistência nas rendibilidades validando assim os testes de Ljung-Box, ARCH-LM e BDS. Os mercados de ações da Argentina e do Brasil mantêm a persistência nos dois subperíodos (0.60, 0.63). Os índices bolsistas do Chile, Colômbia, Peru,

EUA acentuaram a persistência entre subperíodos (0.57 para 0.66), (0.63 para 0.74), (0.57 para 0.76), (0.49 para 0.59), respetivamente. Já o mercado de ações do México diminuiu a persistência entre os subperíodos pré e Covid (0.60 para 0.58). Estes resultados evidenciam que os mercados de ações da América Latina e dos EUA mostram previsibilidades, o que sugere que os preços não refletem totalmente a informação disponível e que as alterações nos preços não são i.i.d., ou seja, os investidores ajustando as suas estratégias de negociação com os desfasamentos necessários poderão ter alguma rendibilidade acima da média, o que valida, em parte, a segunda questão de investigação.

De forma a responder à terceira questão de investigação estimamos coeficientes de correlação não condicionais nos dois subperíodos para aferir se as correlações entre mercados subiram, facto que verificamos, ou seja, a pandemia global fez aumentar as sincronizações entre os mercados de ações em estudo. Para aferir se o aumento dessas correlações eram interdependências decorrente de serem países vizinhos, ou de contágio decorrente da pandemia global de 2020, estimamos o teste-t de heterocedasticidade de duas amostras de Forbes e Rigobon. Os resultados mostram 33 pares de mercados a apresentarem contágio, e 9 relações de interdependência, estes achados colocam em causa a implementação de estratégias de diversificação de carteiras eficientes. Em jeito de conclusão estes resultados evidenciam que um aumento da persistência nas rendibilidades tem uma relação causal com a transmissão de risco entre os mercados de ações. No subperíodo Covid os expoentes DFA subiram acentuadamente, de forma semelhante, os coeficientes de correlação não condicionais da estatística t , aumentaram significativamente, o que originou contágio entre mercados durante o período da pandemia global de 2020, estes resultados validam, em parte, a terceira questão de investigação.

No que concerne a sugestões para futuras investigações pensamos que as mesmas deveriam passar por utilizar dados intradiários, com a intenção de obter resultados mais robustos sobre a persistência nos mercados de ações, adicionando variáveis como o volume de negociação, turnover, número de títulos negociados na sessão. De forma a validar o fenómeno de contágio financeiro nos mercados de ações também seria interessante incorporar dados da economia global, assim como da economia doméstica de cada país para validar resultados e permitir apresentar evidências mais robustas sobre o fenómeno do contágio financeiro entre os mercados de ações.

Bibliografia

Aggarwal, D. (2018). Random walk model and asymmetric effect in Korean composite stock

- price index. *Afro-Asian J. of Finance and Accounting*.
<https://doi.org/10.1504/aajfa.2018.10009906>
- Ahmad, W., Sehgal, S., & Bhanumurthy, N. R. (2013). Eurozone crisis and BRIICKS stock markets: Contagion or market interdependence? *Economic Modelling*.
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.04.009>
- Ali, M., Alam, N., & Rizvi, S. A. R. (2020). Coronavirus (COVID-19) — An epidemic or pandemic for financial markets. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*.
<https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100341>
- Ali, S., Shahzad, S. J. H., Raza, N., & Al-Yahyaee, K. H. (2018). Stock market efficiency: A comparative analysis of Islamic and conventional stock markets. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2018.02.169>
- Aloui, R., Aïssa, M. S. Ben, & Nguyen, D. K. (2011). Global financial crisis, extreme interdependences, and contagion effects: The role of economic structure? *Journal of Banking and Finance*. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.07.021>
- Andrianto, Y., & Mirza, A. R. (2016). A Testing of Efficient Markets Hypothesis in Indonesia Stock Market. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 219, 99–103.
<https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2016.04.048>
- Angabini, A., & Wasiuzzaman, S. (2011). Impact of the Global Financial Crisis on the Volatility of the Malaysian Stock Market. *2010 International Conference on E-Business, Management and Economics*, 3, 79–84.
- Antonakakis, N., Breitenlechner, M., & Scharler, J. (2015). Business cycle and financial cycle spillovers in the G7 countries. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 58, 154–162.
<https://doi.org/10.1016/j.qref.2015.03.002>
- Aslam, F., Mohti, W., & Ferreira, P. (2020). Evidence of intraday multifractality in european stock markets during the recent coronavirus (Covid-19) outbreak. *International Journal of Financial Studies*. <https://doi.org/10.3390/ijfs8020031>
- Aslam, F., Nogueiro, F., Brasil, M., Ferreira, P., Mughal, K. S., Bashir, B., & Latif, S. (2020). The footprints of COVID-19 on Central Eastern European stock markets: an intraday analysis. *Post-Communist Economies*. <https://doi.org/10.1080/14631377.2020.1827202>
- Bachelier, L. (1900). Théorie de la spéculation. *Annales Scientifiques de l'École Normale Supérieure*. <https://doi.org/10.24033/asens.476>
- Baig, T., & Goldfajn, I. (1999). Financial market contagion in the Asian crisis. *IMF Staff Papers*.
<https://doi.org/10.5089/9781451857283.001>
- Banco de Portugal. (2020). Relatório de Estabilidade Financeira. *Departamento de Estudos Económicos*, 19 v.2, 1–122.

- Baur, D. G. (2012). Financial contagion and the real economy. *Journal of Banking and Finance*.
<https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.05.019>
- BenSaïda, A. (2017). The contagion effect in European sovereign debt markets: A regime-switching vine copula approach. *International Review of Financial Analysis*.
<https://doi.org/10.1016/j.irfa.2017.09.013>
- Borges, M. R. (2011). Random walk tests for the Lisbon stock market. *Applied Economics*.
<https://doi.org/10.1080/00036840802584935>
- Brock, W. A., & de Lima, P. J. F. (1996). 11 Nonlinear time series, complexity theory, and finance. *Handbook of Statistics*. [https://doi.org/10.1016/S0169-7161\(96\)14013-X](https://doi.org/10.1016/S0169-7161(96)14013-X)
- Buiter, W. H., Corsetti, G. M., & Pesenti, P. a. (1997). *Interpreting the ERM crisis: country-specific and systemic issues. Discussion Paper Series Centre for Economic Policy Research London*. Retrieved from <http://eprints.lse.ac.uk/20361/>
- Buiter, W. H., Corsetti, G., & Pesenti, P. a. (1999). Financial Markets and European Monetary Cooperation: The Lessons of the 1992-93 Exchange Rate Mechanism Crisis. *Book Review*, 65(3), 240. Retrieved from <https://books.google.com/books?hl=en&lr=&id=g6L5SVXBCB4C&pgis=1>
- Calvo, S. G., & Reinhart, C. M. (1996). Capital Flows to Latin America: Is There Evidence of Contagion Effects? *Policy Research Working Paper 1619*. Retrieved from <http://papers.ssrn.com/abstract=636120>
- Caporale, G. M., Gil-Alana, L. A., & Poza, C. (2020). High and low prices and the range in the European stock markets: A long-memory approach. *Research in International Business and Finance*. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.101126>
- Celik, S. (2012). The more contagion effect on emerging markets: The evidence of DCC-GARCH model. *Economic Modelling*. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.06.011>
- Chiang, T. C., Jeon, B. N., & Li, H. (2007). Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets. *Journal of International Money and Finance*, 26(7), 1206–1228. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2007.06.005>
- Cho, S., Hyde, S., & Nguyen, N. (2015). Time-varying regional and global integration and contagion: Evidence from style portfolios. *International Review of Financial Analysis*, 42, 109–131. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2014.10.007>
- Chong, C. Y. (2011). Effect of Subprime Crisis on U. S. Stock Market Return and Volatility of the Turkish Stock Market. *Global Economy and Finance Journal*, 4(1), 102–111.
- Clemente, J., Montañés, A., & Reyes, M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, 59(2), 175–182. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(98\)00052-4](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(98)00052-4)

- Corbet, S., Larkin, C. J., & Lucey, B. M. (2020). The Contagion Effects of the COVID-19 Pandemic: Evidence from Gold and Cryptocurrencies. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3564443>
- Dias, R. & Pereira, J. (2020). The Impact of the COVID-19 Pandemic on Stock Markets : Evidence From a VAR Model, *1*(2), 57–70. <https://doi.org/10.4018/IJEGCC.2020070105>
- Dias, R., Alexandre, P., & Heliodoro, P. (2020). Contagion in the LAC Financial Markets: The Impact of Stock Crises of 2008 and 2010. *Littera Scripta*. https://doi.org/10.36708/littera_scripta2020/1/3
- Dias, R., da Silva, J. V., & Dionísio, A. (2019). Financial markets of the LAC region: Does the crisis influence the financial integration? *International Review of Financial Analysis*. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2019.02.008>
- Dias, R., Heliodoro, P., & Alexandre, P. (2019). RISK TRANSMISSION AMONG STOCK MARKETS IN LAC REGION: FINANCIAL CRISES IMPACT. In *5th LIMEN Selected Papers (part of LIMEN conference collection)*. <https://doi.org/10.31410/limen.s.p.2019.91>
- Dias, R., Heliodoro, P., & Alexandre, P. (2020). Efficiency of Asean-5 Markets : An Detrended Fluctuation Analysis Učinkovitost trgov Asean-5 : analiza nihanj z odstranitvijo trenda, 13–19. <https://doi.org/10.32015/JIBM.2020.12.2.2.13-19>
- Dias, R., Heliodoro, P., Alexandre, P., Santos, H., & Farinha, A. (2021). Long memory in stock returns : Evidence from the Eastern European markets, *01029*, 1–10.
- Dias, R., Heliodoro, P., Teixeira, N., & Godinho, T. (2020). Testing the Weak Form of Efficient Market Hypothesis: Empirical Evidence from Equity Markets. *International Journal of Accounting, Finance and Risk Management*. <https://doi.org/10.11648/j.ijafrm.20200501.14>
- Dias, R., Pardal, P., Teixeira, N., & Machová, V. (2020). Financial Market Integration of ASEAN-5 with China. *Littera Scripta*. https://doi.org/10.36708/littera_scripta2020/1/4
- Dias, R., Teixeira, N., Machova, V., Pardal, P., Horak, J., & Vochozka, M. (2020). Random walks and market efficiency tests: evidence on US, Chinese and European capital markets within the context of the global Covid-19 pandemic, *11*(4). <https://doi.org/10.24136/oc.2020.024>
- Dickey, D., & Fuller, W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, *49*(4), 1057–1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Duarte Duarte, J. B., & Mascareñas Pérez-Iñigo, J. M. (2014). Comprobación de la eficiencia débil en los principales mercados financieros latinoamericanos. *Estudios Gerenciales*. <https://doi.org/10.1016/j.estger.2014.05.005>
- Edwards, S., & Susmel, R. (2000). Interest Rate Volatility and Contagion in Emerging Markets:

- Evidence from the 1990s. *NBER Working Paper, No. 7813*. <https://doi.org/10.3386/w7813>
- Edwards, S., & Susmel, R. (2001). Volatility dependence and contagion in emerging equity markets. *Journal of Development Economics*, 66(2), 505–532. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(01\)00172-9](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(01)00172-9)
- Eichengreen, B., Rose, A. K., & Wyplosz, C. (1996). Contagious Currency Crises. *NBER Working Paper*, 50. <https://doi.org/10.2307/3440879>
- El Khamlichi, A., Sarkar, K., Arouri, M., & Teulon, F. (2014). Are Islamic equity indices more efficient than their conventional counterparts? Evidence from major global index families. *Journal of Applied Business Research*. <https://doi.org/10.19030/jabr.v30i4.8660>
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Fama, E. F. (1965). Random Walks in Stock Market Prices. *Financial Analysts Journal*. <https://doi.org/10.2469/faj.v21.n5.55>
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*. <https://doi.org/10.2307/2325486>
- Fama, E. F., & French, K. R. (1988). Dividend yields and expected stock returns. *Journal of Financial Economics*. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(88\)90020-7](https://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90020-7)
- Ferreira, P., & Dionísio, A. (2014). Revisiting serial dependence in the stock markets of the G7 countries, Portugal, Spain and Greece. *Applied Financial Economics*. <https://doi.org/10.1080/09603107.2013.875106>
- Ferreira, P., & Dionísio, A. (2016). How long is the memory of the US stock market? *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2016.01.080>
- Fisher, R. A. (1930). *The genetical theory of natural selection*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1038/158453a0>
- Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2002). No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements. *The Journal of Finance*, 57(5), 2223–2261. <https://doi.org/10.2307/3094510>
- G.Sudha, V.Sornaganesh, M. T. S. (2020). *IMPACT OF INDIAN STOCK MARKET DUE TO CRISIS IN MARCH 2020*. *International Journal of Multidisciplinary Educational Research*.
- Gibson, G. R. (1889). *The Stock Markets of London, Paris and New York*. New York: G.P. Putnam's Sons.
- Glick, R., & Rose, A. K. (1999). Contagion and trade: Why are currency crises regional? *Journal of International Money and Finance*, 18, 603–617. [https://doi.org/DOI: 10.1016/S0261-5606\(99\)00023-6](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(99)00023-6)

- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(3), 555–560. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(69\)41685-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(69)41685-7)
- Grubel, H. G., & Fadner, K. (1971). The Interdependence Of International Equity Markets. *Journal of Finance*, 26(1), 89–94. Retrieved from <http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=bth&AN=4655774&site=ehost-live&scope=site>
- Gupta, R., & Basu, P. K. (2011). Weak Form Efficiency In Indian Stock Markets. *International Business & Economics Research Journal (IBER)*. <https://doi.org/10.19030/iber.v6i3.3353>
- Hamid, K., Suleman, M. T., Ali Shah, S. Z., & Imdad Akash, R. S. (2017). Testing the Weak Form of Efficient Market Hypothesis: Empirical Evidence from Asia-Pacific Markets. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2912908>
- He, Q., Liu, J., Wang, S., & Yu, J. (2020). The impact of COVID-19 on stock markets. *Economic and Political Studies*. <https://doi.org/10.1080/20954816.2020.1757570>
- Heliodoro, P., & Alexandre, Paulo & Dias, R. (2019). Financial markets of the lac region: convergence after the financial crisis?, 45–52.
- Hernández, L. F., & Valdés, R. O. (2001). What drives contagion. *International Review of Financial Analysis*, 10(3), 203–218. [https://doi.org/10.1016/S1057-5219\(01\)00052-7](https://doi.org/10.1016/S1057-5219(01)00052-7)
- Hoque, H. A. A. B., Kim, J. H., & Pyun, C. S. (2007). A comparison of variance ratio tests of random walk: A case of Asian emerging stock markets. *International Review of Economics and Finance*. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2006.01.001>
- Humayun Kabir, M. (2017). Do Investors Herd during the Financial Crisis? Evidence from US Financial Industry. *International Review of Finance*. <https://doi.org/10.1111/irfi.12140>
- Hussain, M., Zebende, G. F., Bashir, U., & Donghong, D. (2017). Oil price and exchange rate co-movements in Asian countries: Detrended cross-correlation approach. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2016.08.056>
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255–259. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5)
- Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (2001). Bank lending and contagion : Evidence from the Asian crisis. *East Asia*, 1–44. <https://doi.org/MDOI-AMI-06-2002-153-4-0003-410X-101019-ART10> [pii]
- Kantelhardt, J. W., Koscielny-Bunde, E., Rego, H. H. ., Havlin, S., & Bunde, A. (2001). Detecting long-range correlations with detrended fluctuation analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 295(3–4), 441–454.

[https://doi.org/10.1016/S0378-4371\(01\)00144-3](https://doi.org/10.1016/S0378-4371(01)00144-3)

- Karanasos, M., Yfanti, S., & Karoglou, M. (2016). Multivariate FIAPARCH modelling of financial markets with dynamic correlations in times of crisis. *International Review of Financial Analysis*, 45, 332–349. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2014.09.002>
- Kenourgios, D., Samitas, A., & Paltalidis, N. (2011). Financial crises and stock market contagion in a multivariate time-varying asymmetric framework. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(1), 92–106. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2010.08.005>
- Khan, S., & Park, K. W. (Ken). (2009). Contagion in the stock markets: The Asian financial crisis revisited. *Journal of Asian Economics*, 20(5), 561–569. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2009.07.001>
- Kodres, L. E., & Pritsker, M. (2002). A rational expectations model of financial contagion. *The Journal of Finance*, 57(2), 769–799. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00441>
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shinb, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1), 159–178. [https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Ljung, G. M., & Box, G. E. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*. <https://doi.org/10.1093/biomet/65.2.297>
- Longstaff, F. A. (2010). The subprime credit crisis and contagion in financial markets. *Journal of Financial Economics*, 97(3), 436–450. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.01.002>
- Loser, C. M. (2009). Global Financial Turmoil and Emerging Market Economies: Major Contagion and a Shocking Loss of Wealth? *Global Journal of Emerging Market Economies*. <https://doi.org/10.1177/097491010900100203>
- Luchtenberg, K. F., & Vu, Q. V. (2015). The 2008 financial crisis: Stock market contagion and its determinants. *Research in International Business and Finance*, 33, 178–203. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2014.09.007>
- Maddala, G. S., & Kim, I.-M. (2002). Unit Roots, Cointegration and Structure Change, 524.
- Magnusson, M. A., & Wydick, B. (2002). How efficient are Africa's emerging stock markets? *Journal of Development Studies*. <https://doi.org/10.1080/00220380412331322441>
- Malafeyev, O., Awasthi, A., S.Kambekar, K., & Kupinskaya, A. (2019). Random Walks and Market Efficiency in Chinese and Indian Equity Markets. *Statistics, Optimization & Information Computing*. <https://doi.org/10.19139/soic.v7i1.499>
- Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices THE VARIATION OF CERTAIN SPECULATIVE PRICES*. *Source: The Journal of Business*, 36(4), 394–419. https://doi.org/10.1007/978-1-4757-2763-0_14

- Masih, A. M. M., & Masih, R. (1999). Are Asian stock market fluctuations due mainly to intra-regional contagion effects? Evidence based on Asian emerging stock markets. *Pacific Basin Finance Journal*. [https://doi.org/10.1016/S0927-538X\(99\)00013-X](https://doi.org/10.1016/S0927-538X(99)00013-X)
- Mateus, C., Chinthapati, R., & Mateus, I. B. (2017). Intraday industry-specific spillover effect in European equity markets. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 63, 278–298. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2016.04.011>
- Mehla, S., & Goyal, S. K. (2013). Empirical Evidence on Weak Form of Efficiency in Indian Stock Market. *Asia-Pacific Journal of Management Research and Innovation*. <https://doi.org/10.1177/2319510x1200800107>
- Mensi, W., Tiwari, A. K., & Yoon, S. M. (2017). Global financial crisis and weak-form efficiency of Islamic sectoral stock markets: An MF-DFA analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2016.12.034>
- Milos, L. R., Hatiegan, C., Milos, M. C., Barna, F. M., & Botoc, C. (2020). Multifractal detrended fluctuation analysis (MF-DFA) of stock market indexes. Empirical evidence from seven central and eastern european markets. *Sustainability (Switzerland)*. <https://doi.org/10.3390/su12020535>
- Mishra, A., Mishra, V., & Smyth, R. (2015). The Random-Walk Hypothesis on the Indian Stock Market. *Emerging Markets Finance and Trade*. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2015.1061380>
- Nisar, S., & Hanif, M. (2012). Testing weak form of efficient market hypothesis: Empirical evidence from South-Asia. *World Applied Sciences Journal*.
- Nsoesie, E. O., Rader, B., Barnoon, Y. L., Goodwin, L., & Brownstein, J. S. (2020). Analysis of hospital traffic and search engine data in Wuhan China indicates early disease activity in the Fall of 2019.
- Pardal, P., Dias, R., Šuleř, P., Teixeira, N., & Krulický, T. (2020). Integration in Central European capital markets in the context of the global COVID-19 pandemic, 15(4). <https://doi.org/10.24136/eq.2020.027>
- Pernagallo, G., & Torrisi, B. (2019). An empirical analysis on the degree of Gaussianity and long memory of financial returns in emerging economies. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.121296>
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Pindyck, R. S., & Rotemberg, J. J. (1990). Do Stock Prices Move Together Too Much? *National Bureau of Economic Research Working Paper Series, No. 3324*. Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w3324%5Cnhttp://www.nber.org/papers/w3324.pdf>

- Poterba, J. M., & Summers, L. H. (1988). Mean reversion in stock prices. Evidence and Implications. *Journal of Financial Economics*. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(88\)90021-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90021-9)
- Ramlall, I. (2010). Has the US Subprime Crisis Accentuated Volatility Clustering and Leverage Effects in Major International Stock Markets ? *International Research Journal of Finance and Economics*, 39(39), 157–185. <https://doi.org/http://www.eurojournals.com/finance.htm>
- Reboredo, J. C., Rivera-Castro, M. A., & Zebende, G. F. (2014). Oil and US dollar exchange rate dependence: A detrended cross-correlation approach. *Energy Economics*. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2013.12.008>
- Rehman, S., Chhapra, I. U., Kashif, M., & Rehan, R. (2018). Are Stock Prices a Random Walk? An Empirical Evidence of Asian Stock Markets. *ETIKONOMI*. <https://doi.org/10.15408/etk.v17i2.7102>
- Rounaghi, M. M., & Nassir Zadeh, F. (2016). Investigation of market efficiency and Financial Stability between S&P 500 and London Stock Exchange: Monthly and yearly Forecasting of Time Series Stock Returns using ARMA model. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2016.03.006>
- Ruiz-Porras, A., & Ruiz-Robles, B. (2015). La hipótesis de eficiencia y la modelación de series bursátiles mexicanas: un análisis multivariado. *Economía Informa*. [https://doi.org/10.1016/s0185-0849\(15\)30003-7](https://doi.org/10.1016/s0185-0849(15)30003-7)
- Samarakoon, L. P. (2011). Stock market interdependence, contagion, and the U.S. financial crisis: The case of emerging and frontier markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2011.05.001>
- Sansa, N. A. (2020). The Impact of the COVID-19 on the Financial Markets: Evidence from China and USA. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3567901>
- Santos, Hortense; Dias, R. (n.d.). *The Interactions of Stock Prices and Exchange Rates in the ASEAN-5 Countries: The DCCA approach*.
- Schwert, G. W. W. (1997). Stock Market Volatility: Ten Years After the Crash. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.44639>
- Şenol, Z., & Zeren, F. (2020). Coronavirus (COVID-19) and Stock Markets: The Effects of the Pandemic on the Global Economy. *Eurasian Journal of Researches in Social and Economics*.
- Sensoy, A., & Tabak, B. M. (2015). Time-varying long term memory in the European Union stock markets. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2015.05.034>

- Shahzad, S. J. H., Ferrer, R., Ballester, L., & Umar, Z. (2017). Risk transmission between Islamic and conventional stock markets: A return and volatility spillover analysis. *International Review of Financial Analysis*, 52, 9–26. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2017.04.005>
- Shanmugam, R., & Chattamvelli, R. (2016). Skewness and Kurtosis. In *Statistics for Scientists and Engineers*. <https://doi.org/10.1002/9781119047063.ch4>
- Shleifer, A., & Vishny, R. (1997). The Limits to Arbitrage. *Journal of Finance*, 52, 35–55. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03807.x>
- Sierra Suárez, K. J., Duarte Duarte, J. B., & Mascareñas Pérez-Iñigo, J. M. (2013). COMPROBACIÓN DEL COMPORTAMIENTO CAÓTICO EN BOLSA DE VALORES DE COLOMBIA. *Revista Estrategia Organizacional*. <https://doi.org/10.22490/25392786.1480>
- Simons, D., & Laryea, S. (2006). Testing the Efficiency of Selected African Stock Markets. *Finance India*. <https://doi.org/10.1.1.467.7105>
- Smith, G., Jefferis, K., & Ryoo, H. J. (2002a). African stock markets: Multiple variance ratio tests of random walks. *Applied Financial Economics*. <https://doi.org/10.1080/09603100010009957>
- Smith, G., Jefferis, K., & Ryoo, H. J. (2002b). African stock markets: Multiple variance ratio tests of random walks. *Applied Financial Economics*. <https://doi.org/10.1080/09603100010009957>
- Taylor, S. J. (1986). *Modelling Financial Time Series*. Wiley New York. Retrieved from <http://scholar.google.com/scholar?hl=en&btnG=Search&q=intitle:Modelling+financial+time+series#0>
- Tola, A., & Wälti, S. (2015). Deciphering financial contagion in the euro area during the crisis. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 55, 108–123. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2014.09.009>
- Urrutia, J. L. (2020). Time Series Properties of four Latin American Equity Markets: Argentina, Brazil, Chile and Mexico. *Estudios de Administración*. <https://doi.org/10.5354/0719-0816.1994.56689>
- Worthington, A. C., & Higgs, H. (2013). Tests of random walks and market efficiency in Latin American stock markets: An empirical note. *Pathogens and Global Health*. <https://doi.org/10.1179/204777213X13869290853977>
- Zebende, G. F., & da Silva Filho, A. M. (2018). Detrended Multiple Cross-Correlation Coefficient. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2018.06.119>